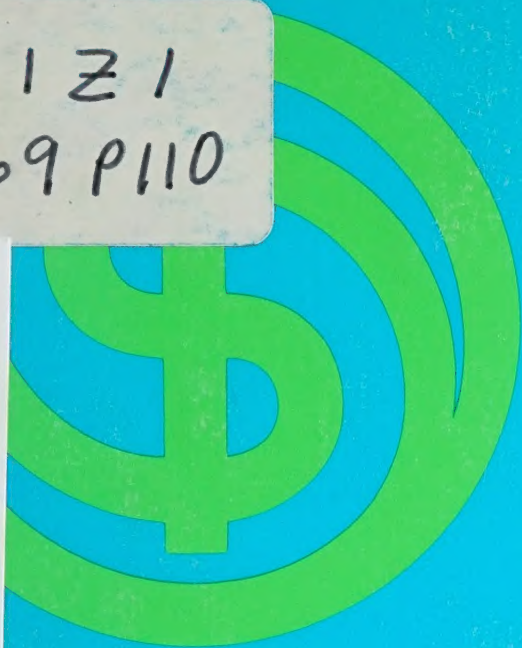


G-44

CA 1 Z 1  
-69 P 110

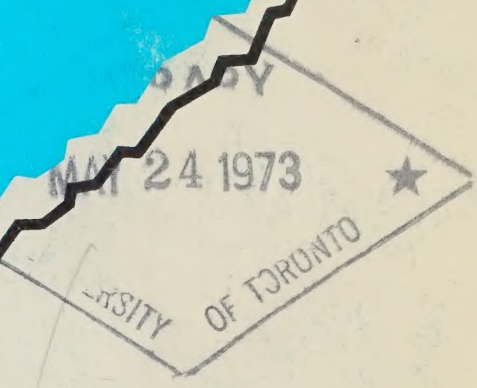
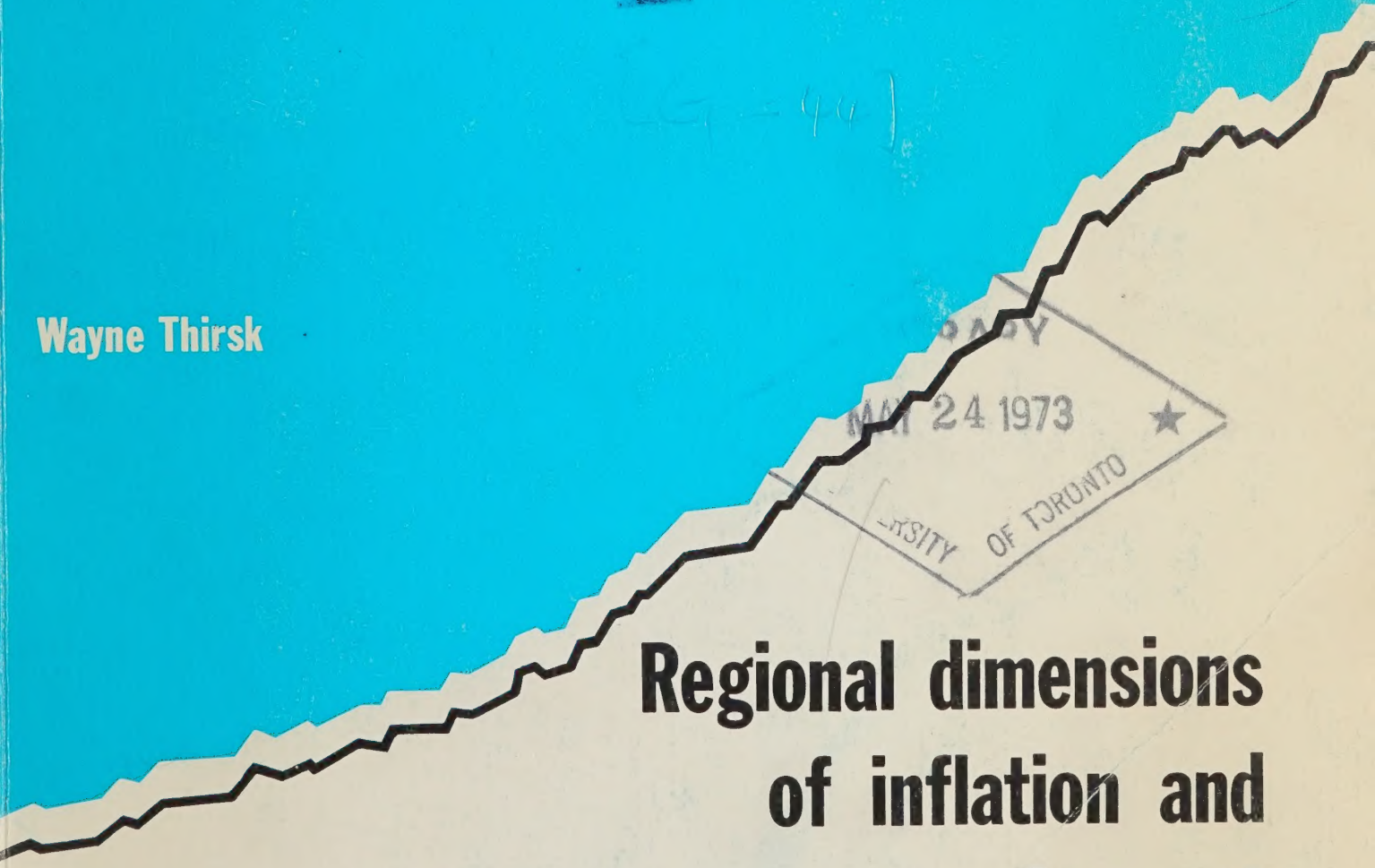


**PRICES  
AND  
INCOMES  
COMMISSION**

*[General publication]*

*[G-44]*

**Wayne Thirsk**



**Regional dimensions  
of inflation and  
unemployment**





CAI Z 1  
-69P110



# regional dimensions of inflation and unemployment

A Research Report Prepared for the  
Prices and Incomes Commission

by WAYNE THIRSK

*«This is one of a series of studies prepared for the Prices and Incomes Commission. The analyses and conclusions of these studies are those of the authors themselves and do not necessarily reflect the view of the Commission».*



© Crown Copyrights reserved  
Available by mail from Information Canada, Ottawa,  
and at the following Information Canada bookshops:

HALIFAX  
1687 Barrington Street

MONTREAL  
640 St. Catherine Street West

OTTAWA  
171 Slater Street

TORONTO  
221 Yonge Street

WINNIPEG  
393 Portage Avenue

VANCOUVER  
800 Granville Street

or through your bookseller

Price: \$4.75      Catalogue No. RG33-13-1973

Price subject to change without notice


Information Canada  
Ottawa, 1973



## PREFACE

This study deals with the geographic transmission of demand changes in Canada. It grapples with the question of whether inflation and unemployment are experienced in the same degree in different areas of the country. In particular, it challenges the view that regional unemployment differences must always be a faithful reflection of regional differences in labor demand. The supply side of regional labor markets also has a bearing on the matter.

Research for this study was completed while the author was a member of the research staff of the Prices and Incomes Commission from 1970 to mid-1972. John C. Cragg, H. Young and other members of the research division were generous in the support and guidance they gave to this work. A special debt of gratitude is owed to Stanley Engerman of the University of Rochester whose contribution to this study is felt not only in the writing and research of the third section (2), chapter four but also in the helpful criticism of earlier drafts. Al Cheney and Larry Weatherly provided the invaluable research assistance required to bring this project to fruition. Sole responsibility for any errors that appear in this study resides with the author.



Digitized by the Internet Archive  
in 2024 with funding from  
University of Toronto

<https://archive.org/details/31761119733582>



## TABLE OF CONTENTS

	PAGE
Preface.....	iii
Chapter 1. INTRODUCTION.....	1
Chapter 2. PROFILE OF INTERREGIONAL DISPARITIES.....	5
Introduction.....	5
Differences in Regional Economic Performance.....	5
Interregional Linkages.....	22
Regional Economic Policies in Canada and Elsewhere.....	25
Chapter 3. AVENUES OF REGIONAL ECONOMIC ADJUSTMENT.....	31
Introduction.....	31
Long-Run Regional Adjustment.....	31
Short-Run Regional Adjustment.....	36
Chapter 4. REGIONAL PHILLIPS CURVES AND LABOR MARKET INSTITUTIONS.....	49
Introduction.....	49
Regional Imbalances and Regional Phillips Curves.....	51
Noncompetitive Wage Behavior.....	59
(1) Wage Leaders.....	59
(2) Wage Structures.....	60
An Alternative View of Intraregional Wage Transmission.....	69
Chapter 5. REGIONAL LABOR MARKET EFFICIENCY.....	83
Introduction.....	83
Regional Vacancies and Unemployment.....	84
Regional Characteristics of Labor Market Turnover.....	94
Additional Evidence of Labor Market Efficiency.....	112
Conclusion.....	129



## TABLES OF CONTENTS (Continued)

	PAGE
Chapter 6. REGIONAL ECONOMIC POLICIES.....	131
Introduction.....	131
Manpower Policies.....	132
Demand Shifting Policies.....	137
Inflation and Separate Currency Arrangements.....	140
General Fiscal Transfers.....	142
Regional Incomes Policies.....	144
Regional Economic Information.....	145
Appendix to Chapter 6. Inflation and Regional Demand Transfers.....	149
References.....	153

## T A B L E S

Chapter	Table		
2	I	Differences in Earned Incomes Per Person, 4-Year Averages, 1949-1967.....	8
	II	Canada: Personal Income Per Person, By Province 1957-70.....	10
	III	Canada: Provincial Personal Income Per Person Relative to National Average, 1957-1970.....	11
	IV	Canada: Personal Income Per Person, By Province, 1926, 1951 and 1961.....	12
	V	Canada: Census of Unemployment Rates.....	12
	VI	A) Annual Average Percentage Rates of Unemployment for Five Periods, by Region.....	13
		B) Ratios of Annual Average Rates of Unemployment to Highest Annual Average, Five Periods, by Region.....	13
	VII	Absolute Changes in Regional Unemployment Rates and the National Unemployment Rates 1953-70.....	15
	VIII	Correlations of Regional City Consumer Price Indexes: St. John's, Halifax, St. John on Montreal and Toronto, 1953-69.....	19
	IX	Average Annual Rate of Change in Average Hourly Earnings by Sector and Province, 1953-70.....	20
4	X	Regional Unemployment Dispersion and the National Phillips Curve, 1953-70.....	50
	XI	Regional Phillips Curves, 1953-70.....	54
	XII	Regional Wage Transfers, 1953-70 (Manufacturing Sector).....	60
	XIII	Wages in Atlantic Provinces and Quebec Relative to Ontario, Eight One-Digit Industries, 1957-67.....	63
	XIV	Wages in Atlantic Provinces and Quebec Relative to Ontario, Two-Digit Manufacturing, 1957-67.....	65
	XV	A) Coefficients of Variation of One-Digit Industry Wages, by Region.....	68
		B) Coefficients of Variation of Regional Wages in One-Digit Industries, by Region.....	68



TABLES (Continued)

Chapter	Table		PAGE
4	XVI	Negotiated Wage Increases of Multi-Provincial Companies.....	70
	XVII	Occupational Wage Dispersion by Industry and Eastern Province, 1968-70.....	77
5	XVIII	Estimated Vacancy and Unemployment Rates by Region 1953-69.....	87
	XIX	Regional Vacancy—Unemployment Regressions, 1953-66.....	88
	XX	Average Hiring and Separation in All Selected Industries, 1953-66.....	96
	XXI	Regional Separation and Unemployment Rates as a Fraction of Rates in Ontario, 1953-66.....	97
	XXII	Unemployment Duration Estimated as a Fraction of Duration in Ontario.....	98
	XXIII	Average Unemployment Duration by Eastern Province..	99
	XXIV	Regional Separations I.....	100
	XXV	Regional Hires I.....	101
	XXVI	Regional Vacancy—Unemployment Relationships I.....	103
	XXVII	Regional Separations II.....	103
	XXVIII	Regional Hires II.....	104
	XXIX	Regional Vacancy—Unemployment Relationships II.....	105
	XXX	Regional Hires III.....	108
	XXXI	Regional Vacancy—Unemployment Relationships III....	109
	XXXII	Average Duration and Internal Dispersion of Duration of Unemployment by Eastern Province.....	114
	XXXIII	Unemployed Laborers and Total Unemployment by Eastern Province (Monthly, 1966-70).....	115
	XXXIV	Long-Term Unemployed and Total Unemployment by Eastern Province (Monthly, 1966-70).....	116
	XXXV	Regional Labor Force Participation Responses, 1952-68.....	117
	XXXVI	Regional Employment Adjustment, 1953-70 (Quarterly)	118
	XXXVII	Regional Employment Adjustment 1953-68 (Quarterly)	119
	XXXVIII	Measures of Seasonal Unemployment by Region ( $U_{s1}$ ) and their Relative Importance in Total Unemployment ( $U_{s1}/U$ ), 1953-69.....	122
	IXL	Regional Dispersion Index, 1953-69.....	123
	XL	Provincial Minimum Wages/Hours 1961-70.....	124
	XLI	Minimum Wages into Average Hourly Earnings, Eastern Provinces 1961-69.....	125
	XLII	Welfare Standard of Province j to Ontario, 1970, as a Fraction of Average Hourly Earnings in Province j to Ontario 1969.....	126
	XLIII	Average Weekly Difference Between Earned Income and U.I.C. payments 1960-67.....	128
6-A	A.1	The Maritimes: Exports and Imports, 1960.....	150





# chapter one

---

## INTRODUCTION

A discussion of the sources and effects of inflation is incomplete without some recognition of Canada's regional and provincial diversity. In this study, inflation is treated as part of a larger problem of economic stabilization constrained by regional differences in economic behavior. Since a study of the regional dimensions of inflation cannot be divorced from an examination of other regional economic attributes, considerable emphasis is placed on the regional performance of employment and unemployment as well as that of wage and price behavior. For the most part this study is confined to an analysis of the functioning of regional labor markets although information on commodity and financial markets is introduced whenever both possible and desirable. The more puzzling and interesting aspects of regional variation tend to show up in the labor market, while information on commodity and financial markets is not readily available on a regional basis.

The central issue is the dilemma confronting federal policymakers when regions apparently experience different degrees of demand pressure on their resources. Regional differences in unemployment rates raise the question of how appropriate is any federal stabilization policy to the particular economic circumstances of any province or region, however desirable it may appear from a *national* perspective. If unacceptable rates of inflation and unemployment impinge on different regions with unequal severity, then general demand measures adopted by the federal government may have an uneven regional incidence. These circumstances make the choice of appropriate stabilization policies much more difficult.

An important part of the stabilization dilemma is the observed relationship between the national unemployment rate and the distribution of regional unemployment rates. This relationship is such that as the overall unemployment rate declines there is a tendency towards convergence of the regional unemployment rates and, conversely, as the national unemployment rate increases there is a tendency towards widening of the regional rates. This cyclical pattern forges a link between federal demand policies and regional unemployment disparities and may imply that a longer fraction of aggregate demand is transferred to low employment regions the higher the level of aggregate demand. However, another important feature of this pattern is the substantial parallelism in wage and price movements among the regions. If average wages and prices changed at different rates in various regions and if these were accompanied by regional unemployment differentials, it would be easier to reach the conclusion that inadequate regional demand diffusion was the cause of regional unemployment disparities. The similarity in regional wage and price changes suggests that similar regional demand changes may be translated into different regional unemployment rates.

There is another way of characterizing this stabilization problem. A non-inflationary level of demand in some regions may be associated with a less than full employment level of demand in other regions. On the other hand, to obtain higher employment levels in the latter may require, at least in the short run, the toleration of an excessive level of demand elsewhere. If there is a strong regional dimension to the trade-off between inflation and unemployment, it is not surprising that there is no unanimity at a national level on the relative undesirability of inflation and unemployment.

If the preceding argument has any truth to it, it implies two things about the way the economy operates which bear further examination. One is that a private market system does not diffuse pressures of aggregate demand evenly across different regions. A national increase in final and labor demand is experienced with greater intensity in some regions without spilling over to effect an adequate level of demand in other areas. Blockages in the interregional transmission of demand impulses result in the coexistence of excess labor demand in some areas and excess labor supply in others. These blockages in turn may be traced to the failure of the normal market adjustment processes of changing relative prices and labor mobility to remove these regional differences in demand pressure. The second implication of this argument is that less regional inequality in unemployment rates is not only a desirable goal but would also be attainable if demand measures of a selective or discriminatory nature were implemented. This assumes that regional differences in industry or occupational composition, or more generally in the composition of labor supply, would not act as a constraint on demand efforts to achieve this goal. Nonetheless, should the persistent disparities in regional unemployment rates be indicative of an important market failure in the economy, a good case could be established for the creation of new policy instruments to deal with this situation. This study tries to assess the accuracy of this description of the economy at its regional level.



Although this study considers the economic behavior of all ten provinces, special emphasis is placed on explaining the differences between the more prosperous western provinces (Ontario, the Prairies, and British Columbia) and the less prosperous eastern provinces (Quebec and the Atlantic provinces). This particular geographic division is traditionally held to indicate most of Canada's identifiable differences in regional economic performance. This is not to deny the significance of intraregional disparities, especially those associated with minority groups, or the importance of recognizing poor people as well as poor areas. Problems of this kind, however, are beyond this study's more aggregative purview.

Succeeding chapters will discuss in greater detail and with more balance the themes expounded here. An important part of the task is to explain why aggregate demand is not spread more evenly across regions than it apparently is and why high levels of demand seem to be especially beneficial to weaker regions. A related but separate issue is at what point does a regional disparity become sufficiently inequitable or inefficient to require new regionally-oriented policies to alleviate it.

Chapter two outlines the nature of regional economic diversity in Canada and indicates what change, if any, this pattern has undergone in recent decades. It sets the stage for, and provides much of the factual background of, ensuing chapters. The third chapter discusses briefly the theory of regional economic adjustment under a variety of assumptions about how regional markets work. The intent is to distinguish a region from a country in terms of policy options, and to describe how a well, and a not-so-well, functioning regional market system adjust to the demand or supply disturbances affecting them. A catalogue of the various avenues of adjustment that are available to a region provides a benchmark against which measurements of actual behavior can be compared.

Since regional economic problems can usually be traced to the absence of a satisfactory adjustment mechanism in regional labor markets, chapters four and five consider the evidence for and against the importance of impediments to labor market adjustment. They attempt to explain the behavior which gives rise to regional unemployment disparities, and argue that an understanding of why unemployment disparities persist is crucial to a wise selection of policy measures designed to reduce them. Incorrect diagnosis of the unemployment problem could lead to inadequate policy prescriptions for promoting regional adjustment.

Chapter four looks at the role that labor market institutions may play in determining distorted wage levels in higher unemployment disparities. The question here is whether a wide range of wage rates for different occupations and industries, which are determined in a "leading" region, are subsequently extrapolated through various institutional channels to other regions in a manner inconsistent with labor supply conditions there. The notion that there may be an optimal distribution of regional unemployment rates in terms of a better or best configuration of national unemployment and wage rate changes is also examined in this chapter.

Chapter five considers an alternative explanation for long-standing regional unemployment rate differentials. Whereas chapter four deals with the potential of regionally differentiated demand policies to effect more equal regional unemployment rates at the same, or at a slower, rate of wage change, chapter five focusses on the scope for manpower policies to achieve the same end. In particular, this chapter explores the extent to which regional differences in labor market efficiency, defined as the ability to achieve a smooth matching of job openings and job applicants, can account for many or most of the differences in regional unemployment rates. Vacancy-unemployment relationships are constructed for each region to measure the size of the differences in regional labor market efficiency. A by-product of this effort is an assessment of the relative importance of structural and demand deficient unemployment in each region. Employment adjustment equations in the manufacturing sector of the eastern regions are introduced and tend to confirm the greater inefficiency of labor markets in the Atlantic provinces than in Ontario. Differences in labor market efficiency are shown to be related to regional variation in the turnover characteristics of the labor force and seasonality patterns in labor demand. It is concluded that a condition of regional full employment implies unequal regional unemployment rates. At the same time there is probably some scope for regional demand shifting policies although it is not as large as some people have proposed.

Chapter six delves into the range of policy options that can be considered as partial or complete remedies for the regional unemployment problem. Included among the spectrum of available measures are policies to shift labor supply (mobility and manpower training programs) and policies to shift labor demand (regional fiscal policy and the activities of the Department of Regional Economic Expansion (DREE)). These two categories define the conventional set of policy measures that are normally entertained as means of alleviating regional economic distress. A separate and more unconventional set of policy measures would be decentralizing the control of the money supply by establishing regional currency areas; relying more extensively on a system of general interregional fiscal transfers and using regional incomes policies to achieve a better national compromise between inflation and unemployment. Since these three measures are somewhat hypothetical, their discussion is more speculative, brief, and inconclusive. A section on the information needed to determine the relative efficacy of these different policies in achieving both regional and national stabilization goals concludes the chapter. Without an improved and comprehensive system of regional economic information, the problems of diagnosing regional economic problems, of setting realistic and attainable policy goals and of implementing measures to successfully meet these goals, will continue to burden policymakers.



## chapter two

---

### PROFILE OF INTERREGIONAL DISPARITIES

#### INTRODUCTION

This chapter examines the pattern of interregional economic diversity. Attention is focused primarily on those variables of major interest to economic policy-makers. These include regional differences in per capita or per worker incomes, wage and price levels, investment spending, and unemployment and labor force participation rates.

Section one looks at recent cyclical experience of the various regions for signs of convergence or divergence in regional economic performance. Section two considers the meager information available on the principal economic links between regions: migration, interprovincial trade and financial flows. Section three concludes the chapter with a brief discussion of regional economic policies in other countries and a description of recent Canadian policy measures.

#### DIFFERENCES IN REGIONAL ECONOMIC PERFORMANCE

Per capita or per employee income rankings are frequently used to distinguish rich regions from poor ones. Per capita income comparisons may differ from per employee ones because of regional variation in population of working age, labor force participation, and unemployment rates. In Canada regions have the same ranking whichever criterion is used. Tables II and III show that relative to the national average of per capita personal income in 1970, the Atlantic Provinces and Quebec were about 28 and nine per cent below respectively, Ontario 16 per cent above, the Prairies six per cent below the national average,

while British Columbia was about six per cent above. Over the period 1957–70 there is a discernible trend towards less dispersion in the interregional distribution of personal incomes. Provinces both above and below the national average are converging toward this norm.<sup>1</sup>

A pattern can be detected in the behavior of earned income per person from Table I. In 1965–67, the Atlantic provinces and Quebec were about 31 and eight per cent below the national average while the Prairies were one per cent above the national rate and British Columbia and Ontario were 14 per cent above. In terms of average income per employed also shown in Table I, Quebec and the Atlantic area were about 10 and 17 per cent below the national average while British Columbia and Ontario were 12 and seven per cent above respectively. The Prairies remained at the national average. Both of the last two series display generally smaller deviations from the national average in 1965–67 than in 1961–64. When comparisons are based over a longer period, 1949–68, or 1926–61 as in Table IV there has been a slow but inexorable trend towards a lessening of these differentials.<sup>2</sup> Declining agricultural fortunes in the Prairie provinces have been an important contributor to a more equal interregional distribution of income.

About one half the difference in earned income per person between the Atlantic area and the national average is attributable to lower levels of manpower utilization (lower labor force population, lower participation rate, fewer hours worked per week and a higher unemployment rate) in the Atlantic region.

However, if the figures for per worker earnings in various regions are standardized to remove the influence of regional differences in industrial and occupational composition, these two factors explain surprisingly little of the earnings differentials. The same is true for regional differences in age, sex, average educational levels, hours and weeks of work and the population distribution between rural and urban centres. When these variables are standardized, they explain only a very small amount of the earnings differentials.<sup>3</sup> Thus some regions are relatively poor because, no matter what the industry or activity, the productivity of a given bundle of resources is lower there than elsewhere. Why productivity should generally be lower in some regions than in others is difficult to answer.

<sup>1</sup> If  $x_i$  is per capita income in the  $i$ 'th province and  $x_c$  is the average for Canada, Dispersion can be measured by the formula

$$\sum_{i=1}^{10} \left( \frac{x_i}{x_c} - 1 \right)^2$$

Using the data from Table III it was estimated that dispersion declined from 0.7 to 0.51, or about 27 per cent, between 1957–68. Between 1969–70 while Quebec and the Atlantic provinces continued to move toward the national average, Saskatchewan began to move in the opposite direction.

<sup>2</sup> Comparisons of trends in average per capita provincial incomes cannot be used to infer anything about trends in equality of income distribution for the whole country because average provincial incomes do not consider the intra-provincial dispersion in incomes. There is good reason for believing that some of these intra-provincial differences are wide but there is virtually no evidence on whether these differences are widening. For instance, in Quebec it has been observed that per capita incomes in Montreal are about twice as high as they are in the Gaspé. Cf. *Towards Economic Objectives and a Development Strategy for Quebec*, General Council of Industry, Montreal, Quebec, April 1970.

<sup>3</sup> These conclusions are based on a study by F. Denton, *An Analysis of Interregional Differences in Manpower Utilization and Earnings*, Staff Study No. 15 prepared for the Economic Council of Canada, Ottawa, Queens Printer, April 1966.



It is a moot point whether these earnings differentials represent a continuous failure of the Canadian economy to distribute income opportunities equitably across regions. The available numbers have led many people to draw this conclusion. An alternative view of these differentials is that, given their persistence over time, they represent an equilibrium configuration of labor incomes whose differences reflect the non-monetary benefits of residing in one region instead of another. According to this view the observed income differentials indicate the monetary incentive necessary to induce people to move from lower to higher paying regions. If the differentials were greater, more people would flow out of low income areas, especially during times of high national employment when job prospects elsewhere were good. If the differentials were less, migration out of low income areas would be on a smaller scale. These responses would tend to preserve the differentials in income and make to them stable over time.

No one is certain how much of the interregional income picture can be interpreted in this light but it probably deserves more attention than it has been granted in the past.<sup>4</sup> Two points deserve further mention. This explanation of the situation does not deny that persons living in low income areas *desire* more income, only that they are unprepared to move to other areas where they might obtain it. Recent research, moreover, indicates that measured income differentials do understate the real advantages of living in low income areas. However, these adjustments do not nearly eliminate all of the measured differential.<sup>5</sup>

The behavior of regional unemployment rates is another important part of the history of regional disparities. These disparities have both a secular and a cyclical feature which can be seen in Tables V, VI and Figure 1. Census data stretching back to 1921 on a decennial basis show consistently higher rates of unemployment in the Quebec, Atlantic, and British Columbia regions than in other parts of the country. Labor Force Survey data, which measure unemployment on a quite different conceptual basis than the censuses, go back to 1946 and exhibit the same pattern of regional unemployment rates. If the problem of regional unemployment disparities is a serious one, it is not a recent development of the Canadian economy.

---

<sup>4</sup> A possible weakness of this explanation is that the income differential between top and bottom province or even between the average and bottom is larger than what is reasonable to believe people would be willing to pay for locational preference. It may be noted, however, that if the differential is measured on a per household basis, the gap is much smaller than the preceding discussion indicated. For example, in 1966 the greatest interregional household difference is only 28 per cent compared to a per capita difference of 70 per cent. If it is the household rather than the individual whose welfare is at stake in deciding where to live and work, the argument for equalizing differences gains more plausibility. Cf. Alan Abouchar, "Regional Welfare and Measured Income Differentials in Canada", *Reviews of Income and Wealth*, December, 1971, pp. 363-369.

On the other hand, this explanation works almost too well in the sense that one cannot observe in the data any temporary widening and narrowing of the income gap in response to a migration adjustment. Either such adjustment occurs so rapidly that it is difficult to observe it or this explanation is too simple.

<sup>5</sup>Cf. Alan Abouchar, *Ibid.* According to Abouchar about nine per cent of the Ontario-Atlantic gap in average household income can be accounted for by measurement quirks in the National Accounts. These quirks consist of interregional differences in prices, especially the cost of housing; urban services; and in the use of intermediate goods such as car consumption and income in kind.

TABLE I

Differences in earned income per person  
4-Year averages, 1949-1967\*

	Earned Income Per Person		Labor Force Source		Labor Force Participation		Employment Rate	Earned Income Per Person Employed		Average Hours Per Week In Manu- facturing
	\$	As Percent of Canada Average	Population Of Total Population	as Proportion Of Total Population	Rate	\$		As Percent of Canada Average		
CANADA										
1949-1952.....	895		0.703		0.539		0.969	2,437		41.9
1953-1956.....	1,044		0.686		0.536		0.962	2,950		41.0
1957-1960.....	1,169		0.674		0.544		0.940	3,392		46.4
1961-1964.....	1,312		0.671		0.544		0.943	3,810		40.8
1965-1967.....	1,659		0.673		0.549		0.961	4,675		40.7
Atlantic Region										
1949-1952.....	560	0.620	0.665		0.493		0.938	1,821	0.747	43.5
1953-1956.....	659	0.631	0.650		0.476		0.941	2,265	0.768	41.5
1957-1960.....	751	0.643	0.641		0.484		0.899	2,694	0.794	41.1
1961-1964.....	863	0.658	0.645		0.487		0.907	3,033	0.796	40.7
1965-1967.....	1,140	0.687	0.652		0.484		0.932	3,878	0.830	40.9
Quebec										
1949-1952.....	736	0.822	0.674		0.540		0.962	2,104	0.863	43.5
1953-1956.....	884	0.847	0.664		0.538		0.948	2,607	0.884	42.2
1957-1960.....	998	0.854	0.658		0.539		0.921	3,055	0.901	41.4
1961-1964.....	1,139	0.868	0.663		0.529		0.925	3,515	0.923	41.6
1965-1967.....	1,538	0.926	0.675		0.572		0.949	4,197	0.898	41.6



Ontario									
1949-1952.....	1,073	1,200	0.736	0.558	0.978	2,673	1.097	41.4	
1953-1956.....	1,251	1,198	0.713	0.565	0.972	3,199	1.085	40.7	
1957-1960.....	1,399	1,197	0.695	0.572	0.954	3,695	1.089	40.3	
1961-1964.....	1,543	1,176	0.686	0.570	0.959	4,113	1.080	40.9	
1965-1967.....	1,899	1,145	0.685	0.571	0.973	4,997	1.069	40.7	
Prairie Region									
1949-1952.....	964	1,077	0.700	0.540	0.980	2,600	1.067	41.4	
1953-1956.....	1,048	1,004	0.682	0.523	0.976	3,010	1.020	40.2	
1957-1960.....	1,142	0.977	0.666	0.544	0.966	3,262	0.962	40.0	
1961-1964.....	1,302	0.993	0.660	0.558	0.962	3,676	0.965	39.8	
1965-1967.....	1,683	1.014	0.662	0.557	0.976	4,687	1.003	39.9	
British Columbia									
1949-1952.....	1,049	1,173	0.735	0.519	0.960	2,684	1.175	37.8	
1953-1956.....	1,247	1,194	0.713	0.515	0.962	3,529	1.196	38.1	
1957-1960.....	1,356	1,161	0.696	0.522	0.930	4,011	1.186	37.7	
1961-1964.....	1,483	1,130	0.689	0.531	0.935	4,331	1.137	37.9	
1965-1967.....	1,892	1.140	0.693	0.549	0.954	5,227	1.118	37.8	

\* Data availability limited the latest period to a three-year average.

SOURCES: T. Courchene, *An Analysis of Canadian Regional Economic Characteristics with Special Emphasis on Regional Unemployment Rates*, University of Western Ontario Research Report 7015, April 1970. Earned Income is the sum of labor income, military pay and allowance and net income of unincorporated business (including farming). Specifically, it is the difference between Table 28 and Tables 34 and 35 in *National Accounts: Income and Expenditure 1967*.

TABLE II

Canada: Personal Income Per Person, By Province, 1957-1970 (Current Dollars)

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
Newfoundland.....	797	801	841	895	932	951	998	1,070	1,154	1,274	1,398	1,467	1,617	1,784
Prince Edward Island.....	778	820	941	942	943	1,047	1,056	1,165	1,248	1,367	1,532	1,682	1,827	1,955
Nova Scotia.....	1,096	1,130	1,193	1,242	1,250	1,307	1,370	1,452	1,562	1,713	1,904	2,072	2,305	2,482
New Brunswick.....	970	998	1,055	1,104	1,099	1,147	1,217	1,311	1,416	1,571	1,737	1,897	2,088	2,276
Quebec.....	1,300	1,320	1,361	1,411	1,455	1,532	1,588	1,710	1,857	2,045	2,239	2,406	2,632	2,809
Ontario.....	1,758	1,798	1,862	1,904	1,908	2,007	2,111	2,222	2,409	2,648	2,842	3,065	3,371	3,584
Manitoba.....	1,384	1,507	1,558	1,613	1,540	1,712	1,727	1,853	1,969	2,153	2,407	2,654	2,843	2,996
Saskatchewan.....	1,158	1,272	1,302	1,461	1,146	1,604	1,788	1,616	1,879	2,154	2,089	2,386	2,517	2,391
Alberta.....	1,466	1,580	1,595	1,615	1,607	1,711	1,767	1,821	1,992	2,281	2,419	2,645	2,918	3,074
British Columbia.....	1,789	1,756	1,828	1,856	1,843	1,924	2,022	2,145	2,334	2,542	2,693	2,842	3,120	3,293
Canada.....	1,475	1,516	1,569	1,618	1,613	1,720	1,802	1,898	2,066	2,283	2,461	2,660	2,915	3,092

SOURCE: Statistics Canada, Ottawa, Canada, unpublished statistics.

NOTE: The figures for 1969 and 1970 are preliminary estimates.



TABLE III  
 Canada: Provincial Personal Income Per Person Relative to National Average, 1957-1970

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
Newfoundland.....	0.54	0.53	0.54	0.55	0.58	0.55	0.55	0.56	0.56	0.56	0.57	0.55	0.56	0.58
Prince Edward Island.....	0.53	0.54	0.60	0.58	0.58	0.61	0.59	0.61	0.60	0.60	0.62	0.63	0.63	0.63
Nova Scotia.....	0.74	0.75	0.76	0.77	0.78	0.76	0.76	0.77	0.76	0.75	0.77	0.78	0.79	0.80
New Brunswick.....	0.66	0.66	0.67	0.68	0.68	0.67	0.68	0.69	0.69	0.69	0.71	0.71	0.72	0.74
Quebec.....	0.88	0.87	0.87	0.87	0.90	0.89	0.88	0.90	0.90	0.90	0.91	0.90	0.90	0.91
Ontario.....	1.19	1.19	1.19	1.18	1.18	1.17	1.17	1.17	1.17	1.16	1.15	1.15	1.16	1.16
Manitoba.....	0.94	0.99	0.99	1.00	0.96	1.00	0.96	0.98	0.95	0.94	0.98	1.00	0.98	0.97
Saskatchewan.....	0.79	0.84	0.83	0.90	0.71	0.93	0.99	0.94	0.91	0.94	0.85	0.90	0.86	0.78
Alberta.....	0.99	1.04	1.02	1.00	0.99	0.99	0.98	0.96	0.96	1.00	0.98	0.99	1.00	1.00
British Columbia.....	1.21	1.16	1.17	1.15	1.14	1.12	1.12	1.13	1.13	1.11	1.09	1.07	1.07	1.06
Canada Level.....	1,475	1,516	1,569	1,618	1,613	1,720	1,802	1,898	2,066	2,283	2,461	2,660		
% Increase.....		2.8	3.5	3.1	-0.3	6.6	4.8	5.3	8.9	10.5	7.8	8.1		

SOURCE: Statistics Canada, Ottawa, Canada, unpublished statistics. The ratios above are based on the data in Table II.

TABLE IV

Canada: Personal Income Per Person, by Province, 1926, 1951 and 1961

Province	Provincial Average			Provincial Average as a Percentage of Canada National Average		
	1926	1951	1961	1926	1951	1961
	\$	\$	\$			
Newfoundland.....	—	568	934	—	50.3	59.7
Prince Edward Island.....	241	612	962	56.7	54.2	61.5
Nova Scotia.....	285	776	1,197	67.1	68.7	76.5
New Brunswick.....	273	742	1,064	64.2	65.7	68.0
Quebec.....	360	928	1,383	84.7	82.1	88.4
Ontario.....	486	1,325	1,843	114.4	117.3	117.8
Manitoba.....	462	1,135	1,513	108.7	100.4	96.7
Saskatchewan.....	435	1,329	1,222	102.4	117.6	78.1
Alberta.....	482	1,308	1,595	113.4	115.8	102.0
British Columbia.....	515	1,346	1,813	121.2	119.1	115.9
Canada.....	425	1,130	1,564	100.0	100.0	100.0

SOURCE: Canada, Dominion Bureau of Statistics, J. Podoluk, *Incomes of Canadians*, Ottawa, 1968.

TABLE V

Canada: Census of Unemployment Rates

Province	Census Year				
	1921	1931	1941	1951	1961
Canada.....	9.82	18.28	4.79	1.72	3.85
Newfoundland.....	—	—	—	5.78	8.55
Prince Edward Island.....	5.87	6.72	5.45	1.67	2.62
Nova Scotia.....	13.17	19.33	5.86	3.16	4.27
New Brunswick.....	13.99	19.52	6.95	2.76	5.86
Quebec.....	8.34	16.86	5.08	2.35	4.41
Ontario.....	9.96	16.38	3.20	1.02	3.33
Manitoba.....	8.47	21.24	5.77	1.25	2.77
Saskatchewan.....	4.30	19.72	5.92	0.70	1.98
Alberta.....	9.26	21.32	5.68	0.92	2.77
British Columbia.....	14.49	25.05	7.64	2.16	5.26
Yukon.....	—	—	—	—	5.11
North West Territories.....	—	—	—	—	2.17

SOURCE: Decennial Censuses, Statistics Canada, Ottawa.

NOTE: The unemployment rates recorded in the censuses are not directly comparable to those obtained from the Labor Force Survey. In the Census a "gainfully occupied" concept of employment is used so that the unemployed are those who are normally without work during the year.



TABLE VI

## A. Annual Average Percentage Rates of Unemployment for Five Periods, By Region

Period	Canada	Atlantic Provinces	Quebec	Ontario	Prairie Provinces	British Columbia
1951-56.....	3.45	5.58	4.58	2.57	2.20	3.85
1956-61.....	5.85	9.92	7.65	4.43	3.48	6.65
1961-66.....	5.12	8.83	6.78	3.63	3.32	5.92
1967-68.....	4.45	7.05	5.90	3.30	3.65	5.50
1969-71.....	5.67	7.90	7.67	4.20	3.97	6.53

## B. Ratios of Annual Average Rates of Unemployment to Highest Annual Average, Five Periods, By Region

1951-56.....	59	56	60	58	55	58
1956-61.....	100	100	100	100	88	100
1961-66.....	88	89	89	82	84	89
1967-68.....	76	71	77	74	92	83
1969-71.....	97	80	100	95	100	98

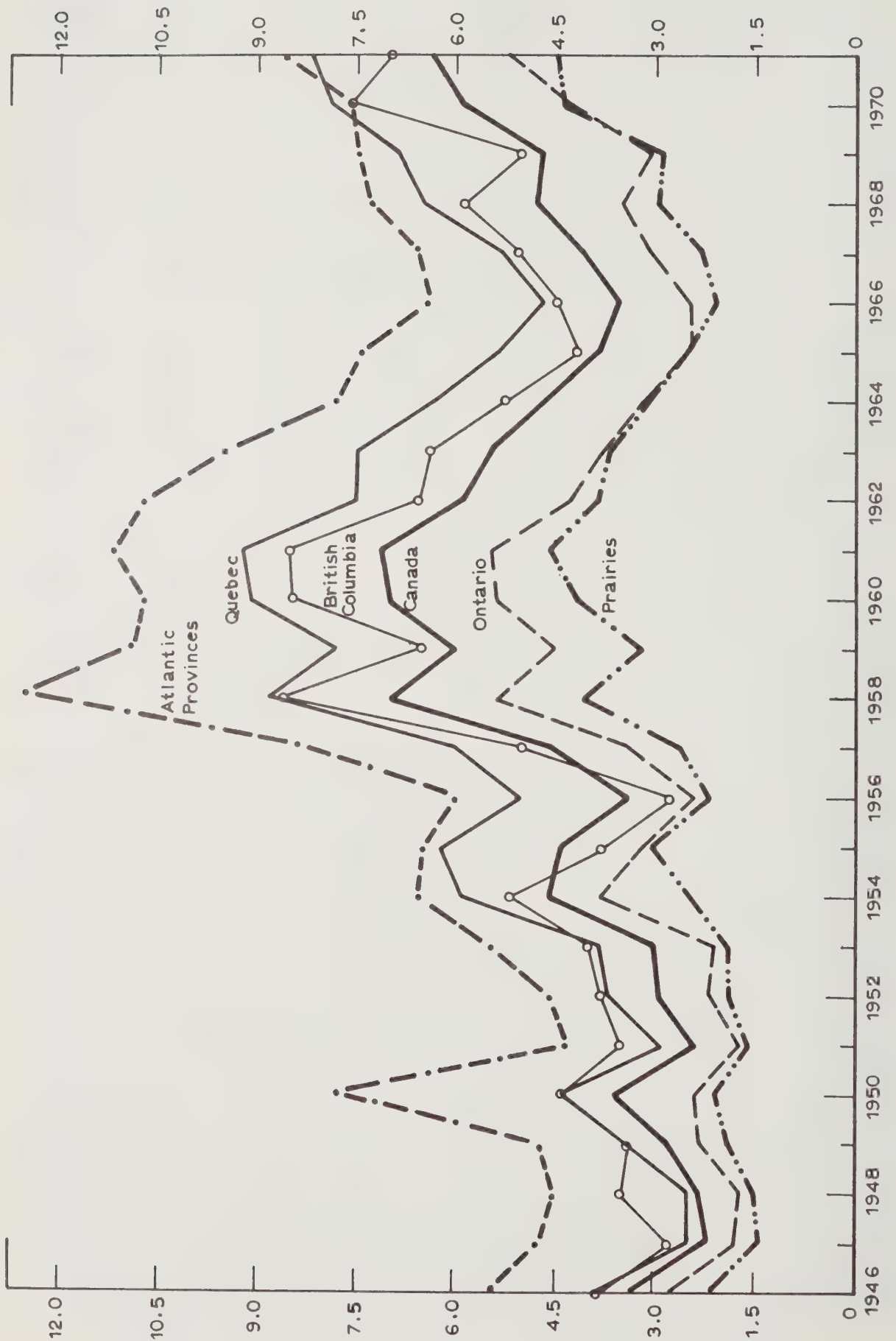
SOURCE: *Labor Force Survey*, Statistics Canada, Ottawa.

Cyclical variation in these regional rates indicates that Canada's regions experience fluctuations in overall economic activity almost simultaneously. Regional unemployment rates tend to rise together or fall together in a way which attests to the pervasiveness of the economic climate at the national level. This coincidence in time, coupled with regional similarity in price and wage change behavior (see pp. 15-16), means that macroeconomic decisions are never made in the context of a situation where only certain regions are being subjected to strong demand pressures while others are undergoing a generalized slackening of demand. Otherwise the need to decentralize federal demand policies and to apply selective economic remedies to different regional ills would be much more evident. It is unquestionably the openness of any region to economic disturbances originating in other regions that prevents marked divergences in economic performance. The extent of this vulnerability to outside events is discussed in the next section.

Important differences do exist, however, in the degree to which changes in the aggregate unemployment rate are associated with changes in regional unemployment rates. Some regions, in particular the Quebec-Atlantic area and British Columbia, are cyclically more volatile and apt to undergo deeper and more exaggerated swings in unemployment rates than other areas. As Table VII indicates, a change in the aggregate rate of one percentage point has historically been accompanied by a change of more than one percentage point in British Columbia's unemployment rate and that of the Quebec-Atlantic region. Because the latter areas have above average unemployment rates as well, there is a strong positive correlation between the national unemployment rate and the statistical

FIGURE 1

Canada: Regional Unemployment Rates, Annual Averages, 1946-1971  
(percentage of labor force unemployed)





variance of the regional rates. By itself this relationship has little relevance for economic policy since it cannot unravel the supply and demand influences which together give rise to it.

The widening of regional unemployment rates when higher rates of national unemployment rates rise and their subsequent convergence when national unemployment declines appear symmetric over time. Quebec excepted, there is no trend in the configuration of regional unemployment rates whose pattern has been remarkably stable over time. A deterioration in Quebec's unemployment rate in the 1960s can be discerned relative to behavior in the 1950s.<sup>6</sup>

An explanation similar to that for the relative constancy of the income differentials could account for the stability in the structure of regional unemployment rates. The differences in the level of regional unemployment rates may be indicative of the relative income gains, adjusted for the probability of unemployment in different areas, to be obtained from migration to higher income regions. If the existing differentials were narrowed, voluntary migration from low employment regions might decline in response to the lower expected gain

<sup>6</sup> From 1953-66 the unemployment rate in Quebec was normally one to three percentage points less than that in the Atlantic area. In late 1969 and early 1970 the Quebec rate was the highest in Canada. Rabeau concluded that the Quebec-Canada unemployment rate gap had increased by 0.3 to one per cent in the period 1960-68 relative to the 1946-59 interval. Cf. Yves Rabeau, *The Federal-Provincial Fiscal Policies: A Short-Term Analysis with Application to the Quebec Economy*, Office de Planification et de Développement du Quebec, Quebec, 1971.

TABLE VII  
 Absolute Changes in Regional Unemployments Rates  
 and the National Unemployment Rate 1953-70

	K	U <sub>NAT</sub>	T	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland.....	-5.45 (-1.98)	3.50 (7.07)	-0.009 (-0.08)	0.74	1.45
Nova Scotia.....	1.98 (2.45)	0.98 (6.71)	-0.044 (-1.26)	0.72	1.14
New Brunswick.....	3.45 (3.32)	1.32 (7.02)	-0.116 (-2.61)	0.75	1.69
Quebec.....	0.354 (1.24)	1.22 (23.61)	0.018 (1.44)	0.97	1.56
Ontario.....	-2.53 (-1.35)	0.82 (24.31)	-0.019 (-2.34)	0.97	1.77
Manitoba.....	0.855 (2.43)	0.61 (9.60)	-0.027 (-1.83)	0.84	1.67
Saskatchewan.....	-0.24 (-0.39)	0.49 (4.47)	0.044 (1.69)	0.57	1.33
Alberta.....	-0.99 (-3.13)	0.77 (13.42)	0.026 (1.91)	0.92	1.54
British Columbia.....	-1.08 (-1.90)	1.28 (12.55)	0.037 (1.52)	0.91	1.60

NOTES: (1) The coefficient of the variable U<sub>NAT</sub> measures the extent to which a one percentage point change in the national unemployment rate is translated into a change in region i's unemployment rate.

(2) T is a time trend.  $\bar{R}^2$  is the adjusted R<sup>2</sup>; D.W. is the Durban-Watson statistic. t-scores are given in brackets beneath the regression coefficients.

from moving. If this type of migration response acts to preserve the regional unemployment rate differences, an economic policy designed to alter the relative rates would be unsuccessful.

Two different, but not mutually exclusive, factors seem to be responsible for the tendency of the dispersion in regional unemployment rates to move in step with the average level of unemployment. One part of the explanation is the behavior of interregional labor mobility. Higher wages in Ontario, British Columbia, and Alberta exert a continuous attraction for migration from other regions. The time at which migration decisions are realized, however, will depend to a large extent on the probability of finding jobs in these higher income regions. When unemployment is low in Ontario, British Columbia, and Alberta, an acceleration in migration from other areas is observed.<sup>7</sup> This behavior characterizes migration from the Atlantic area, especially of those in the 25 to 44-year old age group, but is less applicable to Quebec where a separate culture and language create an ethnic barrier to migration.

Whenever economic activity is dampened in the economy, the process also works in reverse. When jobs become scarce in the high income regions, people postpone their decision to leave lower income areas. Reverse migration will also occur as some return to low income areas if they lose their jobs in high income areas.<sup>8</sup> Both groups will be included in the unemployment measured in low income areas and will thus produce a widening of the regional unemployment rates.

The second factor which reinforces the mobility mechanism is the relationship between aggregate labor demand and its regional distribution. Fluctuations in employment growth, as in unemployment rates, appear to be more severe in the high unemployment regions of British Columbia, Quebec, and the Atlantic provinces than elsewhere. It may be that as aggregate labor demand reaches higher levels, a larger proportion of it is transferred to the low employment regions. This could occur if the least inefficient plants within an industry were concentrated in low employment areas. As plants elsewhere reached full capacity utilization and higher costs of operation, buyers would shift more of their purchases toward the output of the low employment regions or rising industry prices might make it more profitable to increase production in these plants. When aggregate demand contracted this diffusion process would operate in reverse with the markets of the least efficient firms declining at more rapid rates than those of other firms. The meagerness of output data at the regional level, for both industry and total output, prevents any rigorous testing of this notion.<sup>9</sup>

---

<sup>7</sup> "In other words, mobility responds much less to existing opportunities when there is general slack in the labor market." J. Vanderkamp, "Migration Flows, Their Determinants and the Effects of Return Migration", *Journal of Political Economy*, September/October, 1971, p. 1025.

<sup>8</sup> Cf. John Vanderkamp, "Interregional Mobility in Canada: a Study of the Time Pattern of Migration", *Canadian Journal of Economics*, August 1968.

<sup>9</sup> Taking the squared deviations from trend of observations on the value of manufacturing shipments for each province as a fraction of average shipments over the period 1961-69, it appears that shipments fluctuations are about twice as large in Quebec and the Atlantic area than in Ontario. But this is also true of the Prairie provinces and to a lesser extent, of British Columbia *vis-à-vis* comparisons with Ontario.



An alternative explanation postulates that roughly similar percentage changes in output in all regions are translated into different percentage changes in employment.<sup>10</sup> This could occur if the mix of industries were to vary significantly across regions, as it apparently does. For example, a higher proportion of primary to manufacturing industry in the Atlantic area than Ontario undoubtedly accounts for some part of the greater employment gyrations in the former. Another factor working in the same direction is the heterogeneity of regional labor forces. If the labor force in Ontario is endowed with more skills and higher levels of education, layoffs may occur less frequently there than in the Atlantic area during a fall-off in demand because of firms' desire to retain their investment in training.

An important determinant of the pace of economic activity in the 1960s was the nation-wide upsurge in investment spending. Virtually all regions shared in this expansion of demand and capacity which started strongly upwards after 1961. Between 1961 and the end of 1966 nominal investment expenditures almost doubled in every region. In fact, the share of national investment captured by Quebec and the Atlantic area increased during this period. After 1966, however, there was a significant pause in the growth of investment in all regions. Quebec in particular was hard hit by this pause. There the peak of investment in manufacturing, trade and finance was reached in 1966 after which the absolute level of investment declined slightly for the next three years. To some extent this falloff in investment reflects the termination of Expo-67 and, from the perspective of the entire decade, the catching up of final demand to installed capacity. Recently, excess capacity in international markets for pulp, paper, and chemicals have retarded the return of investment to more normal levels. In the Atlantic area the slowdown in investment was less severe. Over the decade 1960-69 the growth of investment there was 140 per cent compared to 106 per cent for the rest of Canada.

Export performance has often significantly influenced the behavior of regional investment. The effect of the auto pact has been felt most keenly in Ontario where higher automotive exports have justified an expansion of car plant capacity. In Saskatchewan, on the other hand, a depression of the world potash market combined with a slackening in grain exports produced a noticeable decline in incomes, sales, investment and government revenues. Provinces west of Manitoba are highly specialized in the production of natural resource products, a fact which ties their economic fortunes more closely to events in external markets and makes them less responsive to demand pressures generated internally. However, to the extent that the major export market is the United States where economic events parallel those in Canada, differences in demand pressure between these provinces and the rest of Canada may be smaller than a high degree of dependence on world trade would otherwise suggest.

---

<sup>10</sup> For the Atlantic area and Quebec this is the conclusion reached by Swan although the data he used to derive aggregate regional output is exceptionally unreliable. Cf. Neil Swan, *Differences in the Response of the Demand for Labor to Variations in Output among Canadian Regions: a Preliminary Interpretation*, Queen's University Discussion Paper No. 41, 1971.

A complete discussion of regional economic performance requires some consideration of the record of regional price and wage behavior. Regional price information is much harder to obtain than regional wage data even though the availability of the latter is not entirely satisfactory. The only published series on regional prices is the Consumer Price Index for the major city or cities in each province. Because the base on which these series began is arbitrary, one cannot use the indexes to compare the cost of living in one city with that in another.<sup>11</sup> They were designed to permit comparisons of changes in the cost of living only within a given city. Since the pattern of price weights varies between cities, it is not entirely legitimate to use comparisons of inter-city CPI change as the basis for inferences about the regional distribution of inflationary pressures. The distortion involved, however, is probably small. From Table VIII almost perfect correlations result from pairwise intertemporal comparisons of Montreal or Toronto's annual CPI with those for St. John, Halifax and St. John's over the period 1953–69. When the same comparisons are made for rates of change in the CPI, the correlations are almost as good. There is reason to believe that demand pressures on prices are probably generalized across all regions when adjustments occur over an entire year.

At the disaggregated level of the various major components of the city CPI's, pairwise correlations of annual price changes in these components indicate that much tighter relationships hold for the categories subject to interregional trade than for the nontrade items, essentially houses and services of all kinds. This is the price pattern that would be expected to emerge in a market economy. With unimpeded interprovincial trade, the mobility of goods would prevent prices in one area from getting out of line with prices in other areas. The relative regional prices of nontraded goods, on the other hand, would have more freedom but even here, the similarity in regional wage movements often produce similar price changes.

Imperfect labor mobility and widely varying levels of regional unemployment rates notwithstanding, wages as well as prices, exhibit a market tendency to move together. For almost all sectors of the economy for which wage data exists—mining, manufacturing, and construction for average hourly earnings, and a broader spectrum of industries for average weekly earnings—wage levels are lower in the eastern regions of Quebec and especially the Atlantic area than elsewhere. However, interregional wage differentials are also observed to be surprisingly rigid over time. As Figure 2 and Table IX indicate, rates of wage change tend to be roughly the same in all regions although the closeness of their movements depends on the wage data used and the province and sector under examination. There is some, but not much, play in the interregional wage structure and certainly less than would be anticipated in view of the regional variation in unemployment rates.

Recently wages in Quebec which have shown a mild tendency to approach the levels prevailing in Ontario. This behavior is evident within the manufacturing

---

<sup>11</sup> Since 1968 Statistics Canada has, however, published an inter-city price index using standardized weights which permit geographic comparisons of the cost of living.



TABLE VIII  
Correlations of Regional City Consumer Price Indexes:  
St. John's, Halifax, St. John on Montreal and Toronto, 1953-69

	MONTREAL						TORONTO					
	St. John's		Halifax		Saint John		St. John's		Halifax		Saint John	
	ABS	CGE	ABS	CGE	ABS	CGE	ABS	CGE	ABS	CGE	ABS	CGE
ALL ITEMS.....	0.993	0.833	0.992	0.848	0.996	0.904	0.992	0.789	0.989	0.809	0.994	0.856
Food.....	0.993	0.862	0.997	0.949	0.995	0.916	0.990	0.812	0.995	0.906	0.991	0.851
Housing.....	0.992	0.779	0.978	0.673	0.975	0.613	0.967	0.637	0.964	0.669	0.968	0.727
Clothing.....	0.873	0.709	0.880	0.806	0.960	0.876	0.973	0.666	0.985	0.768	0.988	0.888
Transportation.....	0.966	0.311	0.956	0.384	0.979	0.259	0.884	-0.316	0.879	0.143	0.925	-0.023
Health.....	0.948	-0.172	0.980	0.015	0.988	0.697	0.955	0.139	0.987	0.407	0.987	0.696
Recreation.....	0.912	-0.094	0.979	0.417	0.988	0.633	0.966	0.488	0.980	0.532	0.961	0.503
Tobacco and Alcohol.....	0.994	0.970	0.948	0.839	0.978	0.909	0.960	0.818	0.961	0.826	0.978	0.889

SOURCE: *Prices and Price Indexes*, various issues, Statistics Canada, Ottawa.  
ABS = Correlation of Annual Price Level.  
CGE = Correlation of Annual Price Changes.

TABLE IX  
Average Annual Rate of Change in Average Hourly Earnings  
By Sector and Province, 1953-70  
Compound Rates, Per Cent

Province/Sector	Mining	Manu- facturing	Con- struction	Aggregate
Newfoundland.....	5.23	3.77	5.10	4.58
Nova Scotia.....	—	3.87	5.79	4.39
New Brunswick.....	—	4.18	5.27	4.37
Quebec.....	5.27	4.41	5.84	4.62
Ontario.....	5.06	4.39	5.68	4.58
Manitoba.....	—	4.01	5.41	4.36
Saskatchewan.....	—	4.77	4.89	4.80
Alberta.....	4.38	4.54	4.77	4.61
British Columbia.....	4.82	4.51	5.61	4.70

SOURCE: *Employment, Earnings and Hours of Work*, various issues, Statistics Canada, Ottawa.

NOTE: Aggregate average hourly earnings were obtained by weighting the sectoral earnings in each province with the weights determined by the fraction of employment in each sector.

sector, the construction industry, and in some portions of the services sector.<sup>12</sup> It has occurred at a time when the absolute levels of investment have been declining in some of these industries; when the province's labor force growth has been higher than in other regions; and when growth in employment has dipped significantly below that of the labor force. To some extent these divergent trends are probably interrelated in that higher than average wage gains in Quebec have made investment there relatively less attractive than in other regions and have raised that province's unemployment rate relative to the rest of the country. However, common to all these trends has been the background of political and social unrest characteristic of most of this period in Quebec.

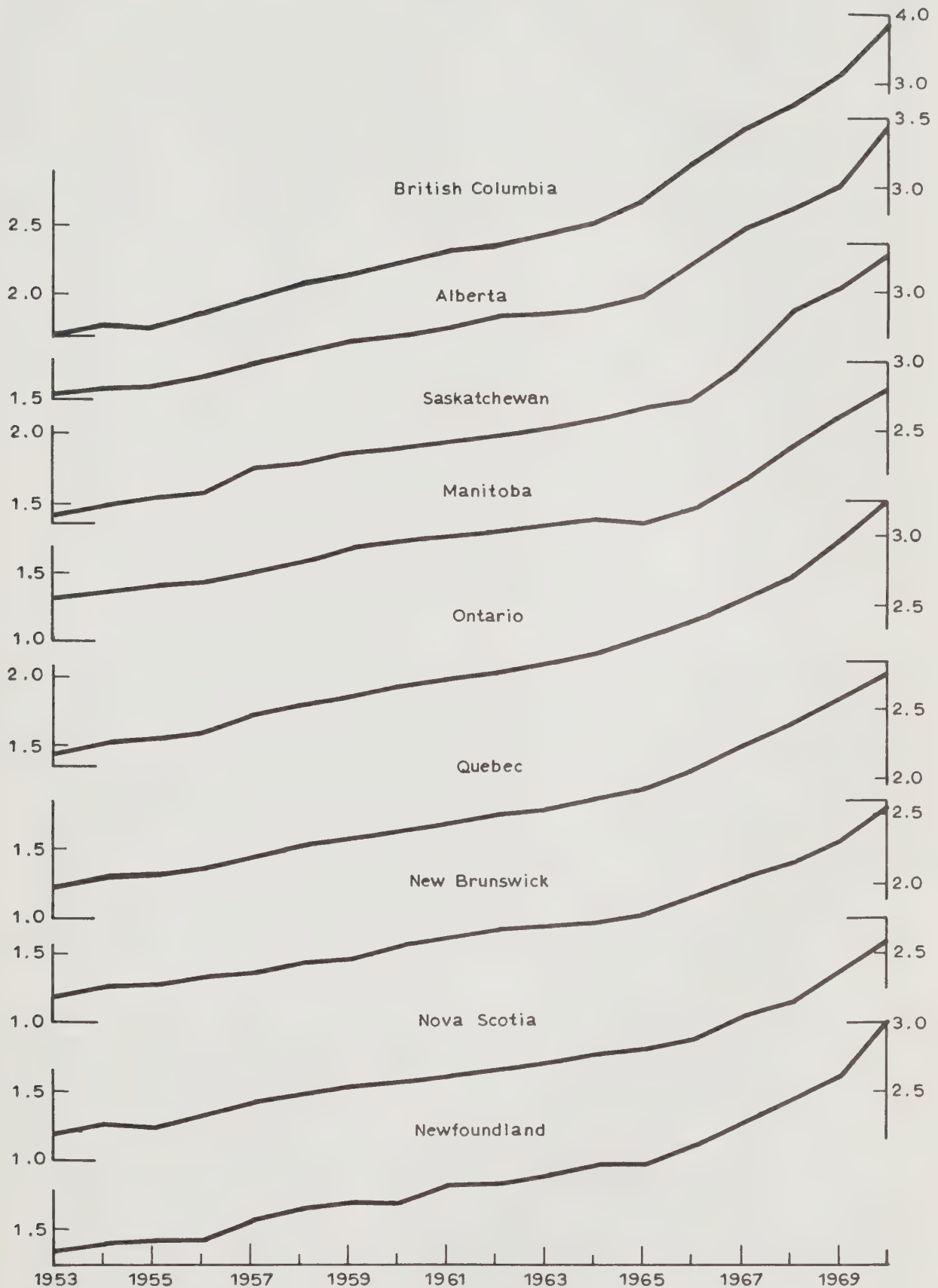
Wage rate (or productivity levels) that are lower in the east than in the west result from differences in the types of labor demand and supply in each region. The Atlantic area and portions of Quebec presently have a lower ratio of skilled to unskilled jobs; they face higher transport costs to major markets; they have experienced the fastest rate of growth in female employment where incomes and unemployment tend to be below average, and they possess poorer quality natural resources on the whole. There are some notable exceptions to this pattern, however. For example, wage rates in the pulp and paper industry are the highest in Newfoundland where the average wage and income are at the lowest levels of any province. The average wage rate differential also conceals smaller and larger differentials in occupational rates of pay. Highly mobile holders of some skilled jobs tend to earn roughly similar rates of pay in each region, a fact which contributes to a wider wage structure in the eastern regions than elsewhere.<sup>13</sup>

<sup>12</sup> Evidence on this score is presented in the third section, (2) of chapter four.

<sup>13</sup> R. George has noted that differences in skilled labor wages between the Atlantic provinces and Ontario are much smaller than those for unskilled labor. Cf. R. George, *The Cost of Manufacturing in Alternative Locations: Nova Scotia Compared with Ontario and Quebec*, paper presented to Canadian Political Science Association Meeting, Queen's University, Kingston, Ontario, 1964, p.11.



FIGURE 2  
Weighted Average Hourly Earnings  
By Province,  
1953-1970



SOURCE: *Employment, Earnings and Hours of Work*, various issues, Statistics Canada, Ottawa.

Explanations of the similarity in wage changes across regions are not so easily produced. The most puzzling aspect of regional economic performance is that wage changes in each region are almost equal despite vastly different rates of regional unemployment. In a well functioning market economy interregional labor mobility and regional wage adjustment to excess labor supply would be expected to eventually produce more equal rates of regional unemployment. If mobility did not adjust rapidly to changes in regional economic opportunities, more dissimilar rates of regional wage increase would be expected to occur. That this does *not* happen is at the heart of the regional problem of inflation and unemployment. Lower rates of wage increase in the high unemployment regions would be expected to contribute to an increase in labor demand in those areas relative to that in the rest of the country so that over time disparities in regional unemployment rates would gradually diminish. Simultaneously, the achievement of lower cost levels in high unemployment regions would exert a price discipline on cost increases in the competing industries of other regions. These adjustments would promote an improvement in the national record of prices and unemployment. Ensuing chapters consider the nature of the obstacles hindering this improvement. Regional labor markets in Canada either fail to function in a competitive fashion or they possess special competitive features which impair their satisfactory functioning.

## INTERREGIONAL LINKAGES

Since economic events in one region can affect, and be affected by, behavior in others, the channels of regional interdependence require some discussion. The major links are the flows of people, goods and funds among regions. If people migrated rapidly to any region in which there was an increase in the demand for their services, regional economic policies would be unnecessary as persistent disparities in regional economic activity could not occur. The population size of various regions would change in response to new economic opportunities but the residents of all regions would share directly and indirectly in their exploitation. Conversely, if people were perfectly immobile among regions, most of the benefits of any new income opportunity in a region would be captured by the residents of that region.

The broad picture of interregional migration in Canada is as follows: continuous outmigration from the Atlantic area, which, relative to the birth rate, had slowed down in the 1950s compared to the 1920s; very little out-migration from Quebec largely because its language and culture are barriers to easy settlement in other regions; recent outmigration from Saskatchewan and Manitoba as growing farm size has reduced the numbers of the farm population, and sizeable immigration to the provinces of British Columbia, Alberta and Ontario. By any objective standard (interregional migration relative to the population base or to unemployment, or migration rates of other countries) the amount of inter-regional migration has not been large. Over the period 1951–66 an annual average of about 13,000 and 4,000 persons respectively were leaving the Atlantic area and



Quebec while 10,000 were leaving Saskatchewan and Manitoba on balance<sup>14</sup>. As a fraction of the population in each region, these rates are significantly less than one per cent. These average rates also display a great deal of sensitivity to overall economic conditions. When the national unemployment rate is high, interregional migration slows to a trickle until more buoyant economic conditions prevail. For example, migration into British Columbia was actually negative in the years 1960–61 while in the later years of the decade 22,000 to 35,000 migrants were entering the province annually. Similarly, the level of outmigration from the Atlantic area doubled (from about 10,000 to 20,000) in the period 1961–66 compared with the period 1956–61. Since the majority of the migrants are between the working ages of 15 and 34, migration definitely plays a role in reducing regional differences in unemployment rates; the importance is most evident at high levels of aggregate demand<sup>15</sup>.

A second important regional linkage is interprovincial trade. Unfortunately information on the external trading relationships of regions is particularly scarce and no systematic effort has ever been made to collect it. These data would be essential to framing a workable regional expenditure or tax policy. Without them such a policy risks a high degree of slippage since an unknown amount of expenditure in one region will spill over through imports to affect expenditures in other areas. Interregional trade is one of the main mechanisms by which demand changes in one region are transferred into demand changes for output and labor in other regions. In the absence of time-series data it is impossible to determine exactly how this important channel of interregional demand transmission operates.

A glance at the data available on the Atlantic area in 1960 affords an interesting illustration of regional adjustment.<sup>16</sup> In 1960 the deficit on current account—the gap between export and import values with respect to the rest of the world—of each Atlantic province was a large proportion of each province's total income, amounting to 29.4, 19.1, 36.6, and 42 per cent respectively for Nova Scotia, New Brunswick, Newfoundland, and Prince Edward Island.<sup>17</sup> Of even greater interest than the relative size of the deficits is the method by which they were financed. Only tiny fraction of the deficits have been matched by voluntary private capital inflows. The dominant source of finance for the deficits has been the excess of federal expenditures over tax collections in each province which,

---

<sup>14</sup>Cf. M. V. George, *Internal Migration in Canada*, Demographic Analysis, Dominion Bureau of Statistics, Ottawa, 1970. A special migration study in the Eighth Annual Review of the Economic Council of Canada showed the same pattern for the year 1969, although the number of people in the interprovincial migration stream was smaller than indicated here. The difference is related to the single year the council used and the fact that the study enumerated for the most part only household heads.

<sup>15</sup>The relationship between regional migration, unemployment and regional labor demand is more complex than this sentence indicates. Qualifications to this position are made in chapter six.

<sup>16</sup>To see how a change in demand and income in one region percolates through the entire economy requires knowledge of both the international and interregional trading connections for all of the regions. A reasonable speculation is that, because of the prevalence of interprovincial trade, regions are more open to external disturbances than the entire country is. A small amount of empirical evidence, summarized in footnote 2, chapter six, page 134, supports this speculation.

<sup>17</sup>Kari Levitt, *A Macroeconomic Analysis of the Structure of the Economy of the Atlantic Provinces*, 1960, a paper presented to the Meetings of the Canadian Economics Association at York University, June 6, 1969.



as a percentage of the deficit incurred, amounted to 80, 79, 72, and 86 per cent respectively for the same provinces.<sup>18</sup>

If the year 1960 is typical, and there is reason to believe it is, this cluster of trading relationships measures the degree to which federal fiscal transfers permit the Atlantic area to spend more than it earns in income or the real resources transferred to it by other regions. If the Atlantic area became a separate country, a permanent deficit of this size would be a signal either of an excessive level of internal demand or of an inappropriately high exchange rate linking its trade to other areas. Since the relatively high level of the unemployment rate belies an excessive level of demand, the policy solution seems at first glance more likely to be effective devaluation.<sup>19</sup> For a region the policy equivalent to devaluation is a reduction in relative wage levels which would increase the demand for output and labor in that region while reducing these demands in other regions. While full employment in the Atlantic area might be achieved by a devaluation of this type, the region would be worse off to the extent that the trade deficit, and the transfer of resources it represents were to disappear. In any event, this trade pattern is consistent with the notion that relative wage levels in the Atlantic area may be too high to support a full employment level of jobs. However, it is also possible that the addition of government demand to the region pulls up both wages and imports if supply constraints operate on labor and product markets at relatively high unemployment rates.

Finance is another interregional flow closely bound up with interregional trade and the level of regional economic activity. As with trade, there is virtually no information on how these flows have behaved over time—or at any point in time for that matter. While data on the sources and uses of regional finance would be interesting in their own right, the absence of this data may be unimportant for purposes of regional economic policy. Unlike labor, there is ample evidence of almost perfect capital mobility in the form of risk-adjusted equality in regional interest rates.<sup>20</sup> In these circumstances it can be argued that regional

<sup>18</sup>The counterpart to these deficits is a surplus on the part of at least one other region although, because there was a national balance of payments deficit on current account, the sum of the regional surpluses would be less than the sum of the regional deficits. The proportionate size of the Atlantic area deficits relative to income is much larger than that for the country in 1960 (2.85 per cent). Regional income accounts for Ontario indicate a continuous surplus position for that province. The net position of other provinces is uncertain. Miller's data for Quebec indicates the province has operated with a small but growing deficit against the rest of the world and Canada. Between 1961 and 1967 the deficit, as a proportion of Gross Provincial Expenditure, grew from about four to seven per cent. However, only the data for 1961 are based on a complete survey of both exports and imports. F. C. Miller, *The Case for Regional Fiscal Policy in Canada*, paper presented to the Canadian Economics Association Meeting in St. John's, Newfoundland, June 1971.

Czamanski has developed historical current account data for Nova Scotia. He finds the deficit for Nova Scotia against the rest of the world has moved in a range of 21 to 24 per cent of Gross Provincial Product and it has been almost perfectly matched by the excess of government expenditures over tax collections in the region. S. Czamanski, *Structure of the Nova Scotia Economy: Analysis of Income and Product Accounts*, Institute of Public Affairs, Dalhousie University, Halifax, N.S., 1970.

<sup>19</sup>The record of provincial fiscal deficits indicates that, in the Maritimes at least, provincial governments have pursued budgetary means of expanding local demand for output and labor. The net interest burden in these provinces as a fraction of provincial income, is more than twice as high as that in any other province. The apparent failure of these efforts to secure full employment suggest an exchange rate revision is needed to reconcile internal with external balance in this region.

<sup>20</sup>Although, for example, the Atlantic Provinces pay a slightly higher interest rate on government bonds than other provinces due to larger amounts of outstanding debt, changes in provincial government bond rates move closely together.



financial flows only mirror real economic events in each region and that, given data on the latter, information about the former would be superfluous.<sup>21</sup> Nonetheless, data on regional economic linkages is sadly deficient and until this deficiency is overcome, our understanding of regional economic phenomena will continue to be impaired.

## REGIONAL ECONOMIC POLICIES IN CANADA AND ELSEWHERE

Canada is not unique in having problems of regional disparity. Almost any country that could be named faces similar problems. In the United States the income differential between northern and southern states has long been a source of attention and concern. Since the beginning of this century it seems that the income gap between the two areas has steadily narrowed and it has recently been argued that, when account is taken of differences in the regional cost of living, the process of convergence has been completed.<sup>22</sup> Removal of the income gap seems to have followed in the wake of a classical adjustment mechanism involving northward migration of the population and southward migration of industry, especially that of a labor intensive nature such as textile manufacturing which could take advantage of lower wage scales in the south. While various states have competed for new industry by offering tax and financial concessions to new economic activities, the federal government has had little or no hand in influencing this interstate competition. The federal government has assumed more responsibility, however, for another regional problem, that of the depressed area of Appalachia which has become one of focal points of the U.S. poverty program.

This program has sought to equip people in this area with more and better skills which could be used in other areas rather than attempting to revitalize the area by inducing new industry to settle there.<sup>23</sup>

In the United Kingdom a variety of regional policies have attempted to bring income levels in Scotland, South Wales and similar areas close to the average income level of the entire country. A system of grants, loans and tax rebates on investment spending has been employed by the central government to entice new industries to locate in these development areas. More recently Regional Employment Premia (R.E.P.) have been introduced as a means of influencing the pattern of industrial location. The premia consist of payroll or wage subsidies granted to manufacturing firms which move into areas of high unemployment. Despite a proliferation of regional policies there has been no convergence of regional unemployment rates.<sup>24</sup>

---

<sup>21</sup>The point here is that the geographic direction of voluntary regional capital flows will be determined by the location of investment opportunities. Chapter six considers some limited evidence on whether monetary policy has had a regional discriminatory impact.

<sup>22</sup>Cf. P. Coelho and M. Ghali, "The End of the North-South Wage Differential," *The American Economic Review*, December, 1971, pp. 932-937.

<sup>23</sup>A good review of regional policies in the United States, France, and the U.K. is M. Schnitzer, *Regional Unemployment and the Relocation of Workers*, Proeger, N.Y. 1970.

<sup>24</sup>G. C. Archibald, "On Regional Economic Policy in the U.K.," University of Essex Discussion Paper No. 14, December 1969.

The list of European countries whose basic policy of regional development has been to bring jobs to jobless workers could be extended indefinitely. For most of this century Italy has tried to spread the benefits of northern industrialization to inhabitants of the rural south where average incomes are substantially below the national average. Offering financial inducements to industry to move south has been the main policy instrument for achieving this goal. In France regional disparities are synonymous with imbalances between the agricultural and industrial sectors. Through travel, training, and removal allowances the French government has encouraged the exodus of small farmers from unprofitable farming areas, especially Brittany where a surplus farm population earns less than half the income of those in more prosperous farming areas.

Regional inequalities are also common to Mexico and the countries of South America. In Brazil for instance, per capita income is less than half the national average in the Northeast but twice the national average in the Rio-Sao Paulo area.<sup>25</sup> For the last 12 years the depressed Northeast has been the target of government sponsored development efforts. Their chief lever has been a program of fiscal incentives which permit corporate taxpayers to deduct 50 per cent of their income tax liability for funds earmarked for an approved investment project in the Northeast. This subsidy has encouraged the emergence of capital-intensive production in a labor abundant area. Slow growth of employment has been an undesirable outcome and the government has accordingly reassessed its tax incentive scheme and has placed more emphasis on agricultural opportunities in the area and on migration of homesteaders from areas of high unemployment and underemployment to roadside lands.

In many of these countries the percentage income differences between regions are significantly larger than those observable in Canada. This does not justify passive acceptance of the regional disparities which exist within Canada. It does, however, underline the universality of the problem and the difficulty other countries have experienced in eliminating or reducing regional disparities. If Canada has failed to deal adequately with her regional problems, the record of other countries has provided no clear lead to follow.

In the 1960s Canada launched a major attack on the problem of regional disparities with policies bearing a closely resembling those already described for other countries. Their fundamental premise is that measures to increase the availability of capital and to reduce its costs are the key to reducing unemployment and raising incomes in depressed areas. To implement this approach the Area Development Agency (ADA) was founded in 1963 and functioned until 1969. By 1968 ADA had designated 94 Canada Manpower Centre areas, located in all 10 provinces and covering 18 per cent of the total labor force, in which new or expanded capital expenditures on manufacturing facilities were eligible for a capital grant and accelerated capital cost depreciation.

The amount of the capital grant was fixed at one third of the first \$250,000 of expenditure on new machinery, equipment and buildings, plus 25 per cent on

---

<sup>25</sup> *Brazil*, First National City Bank, a special Economic Study of the Foreign Information Service, New York, N.Y., April 1971, p. 10.



the next \$750,000, plus 20 per cent of any capital costs thereafter up to a ceiling of \$5 million for any one project. Alternatively, a firm could apply the grant against its future income tax payments. As of March 31 1969 ADA had received 1,670 applications under the program and 1,040 of these had been either approved or were under consideration at the time. From 1963 to March 31 1969 the combined value of benefits from tax exemptions and grants exceeded \$499 million. New investment associated with the grants was \$2,612,969 while the number of direct jobs created was about 65,000. The average capital cost per job created worked out to \$40,200 per employee while the cost to the federal treasury was about \$7,673 per job.

The average capital cost per job under ADA was substantially in excess of an average for the whole economy, or even for the manufacturing sector, and reflects the fact that two capital-intensive industries—pulp and paper, and petroleum and chemicals—accounted for about 62 per cent of the total investment under the scheme. Over the period 1963–69 the Atlantic area received about one third of the total investment influenced by ADA and about 30 per cent of the jobs associated with this investment. On an annual basis ADA affected about 10 to 12 per cent of the total amount of manufacturing investment in the Atlantic region. A review of the success of ADA grant recipients is currently being done by DREE and it appears at the moment that not all of the assisted projects were able to survive despite the assistance they received.

Operating alongside ADA were a number of other agencies, the Atlantic Development Board (ADB) and the Fund for Rural Economic Development (FRED) whose primary concern was the provision and improvement of infrastructural facilities in the Atlantic area. The activities of these agencies and those of ADA ended, except for work in progress, with the inception of the Department of Regional Economic Expansion (DREE) on April 1 1969. In many respects DREE is similar to the organizations it replaced. The basic objective—to attract investment to high unemployment regions—is unchanged although a new emphasis is being placed on concentrating investment activity in the larger urban centres (so-called growth poles) excluded by ADA.

DREE operates two types of complementary programs. One involves the designation of specific geographic areas where firms which establish or expand secondary manufacturing and processing activities are eligible to receive capital and labor subsidies. The rationale for limiting these grants to manufacturing activities is that their location is the easiest to influence—they are more “foot-loose” than other activities. Since a major criticism of the ADA program was that it subsidized resource-based industries which would have located in the desired area in any event, pulp and paper, newsprint, mineral concentrates and oil refining are ineligible for grants under this DREE program. Before October 1970 designated areas contained about one third of the Canadian labor force. With the addition of the Montreal and Cornwall areas after October 1970, about 47–50 per cent of the labor force was included in these areas spanning all 10 provinces.

The second type of program refers to special areas which may be (and in practice often are) designated areas as well. Under this program assistance is available in the form of grants, loans, or loan guarantees for the development of social infrastructure projects (roads, bridges, port facilities, schools for example) and for the establishment of promising primary or tertiary industries. Also, in co-operation with the provinces, long-range development plans such as that recently negotiated for Prince Edward Island can be drawn up and implemented. There are currently 22 of these special areas ranging from most of the major cities in the Atlantic region to Lesser Slave Lake in Alberta.

Unlike ADA grants which were for fixed amounts and tied exclusively to the employment of capital, DREE grants are discretionary within a certain range, available for modernization as well as expansion, and based on the employment of both capital and labor. Until October 1970 the maximum allowable grant was \$5,000 per job created and 25 per cent of capital costs (excluding working capital) with a maximum of \$12 million for a single project. Since October 1970, DREE administers a three-tiered incentive structure: (a) the newly designated area of Montreal-Cornwall is eligible for maximum grants of \$2,000 per job and 10 per cent of capital costs until December 31, 1973; (b) the ceilings in the Atlantic region have been raised to \$7,000 per job and 35 per cent of capital costs; (c) for the other designated areas the old maximums of \$5,000 per job and 25 per cent have been retained. The \$12 million ceiling for the total grant has been removed, although for a labor-intensive firm the maximum grant is legislatively limited to 50 per cent of total investment, while for a capital-intensive firm the payment constraint is set at no more than \$30,000 per job.

Applicants for grants are evaluated by several federal departments for their economic viability, after which DREE may make the firm an offer based on a marginal calculation of the difference in the firm's profitability between its best alternative location and that in the designated or special area. This procedure is intended to screen out firms without a viable alternative location which would probably settle in the area in any case. After DREE has made its offer to a firm, the firm can either accept or reject it and this part of the procedure is non-negotiable. Between August 1969 and November 1971 DREE made 1,475 offers of which 1,101 were accepted, 113 were declined, 56 have lapsed and 205 are pending further decision.

From its inception to November 1971 DREE has distributed about \$190 million in incentive grants to manufacturing enterprises locating in either designated or special areas. The amount of manufacturing investment influenced by the grants is close to \$1 billion, although it is difficult to determine how much of this investment would have gone forward anyway. This figure represents about 10-15 per cent of total manufacturing investment on an annual basis and is expected to result in the creation of about 44,000 jobs, approximately half of them in Quebec, and a quarter of them in the Atlantic provinces. Since the revision of the incentive grants in October 1971 a higher percentage of the grants, about 70-80 per cent, has gone to Quebec. Distribution of DREE



incentive grants has been reasonably congruent with that of regional unemployment in the eastern regions.

DREE has also negotiated special area agreements with several provinces. Under the first agreements extending over 1970–72 the Atlantic provinces received \$155 million of a total DREE commitment of \$212 million. The bulk of the Atlantic area expenditures is to be made on the improvement of transportation and municipal services. Seventy per cent of these expenditures are in the form of grants while 30 per cent are low interest loans.

A discussion of DREE's contribution to diminishing regional disparities and toward regional stabilization is reserved for chapter six. For the sake of balance this chapter concludes with a description of federal manpower policies for encouraging the movement of people to jobs in other areas. Three types of mobility grants are available under present manpower programs. One is a trainee travel grant to offset the transportation costs of enrollees in training programs. This type of grant is best considered as an offshoot of other training expenditures than as a device for alleviating existing labor market imbalances. In 1969–70 about 34,595 persons received these grants at an average cost of \$22.93. Exploratory grants to expand the job-search area of those seeking work are a second type. About 7,784 persons benefited from this assistance in 1969–70. The small size of the average grant, \$45.75, suggests that the extension in the boundaries of the labor market did not often go beyond local areas. Nonetheless, these grants seem to have been reasonably successful in matching jobs with workers since about 50 per cent of the grant recipients found work as a result of assisted job search.

The third category of assistance, the relocation grant, is available to those who have already found work in other areas and who apply to Manpower for aid in meeting resettlement expenses. In 1969–70, 7,400 people availed themselves of this opportunity at an average cost of \$640 per person. Less than 1,000 of these moves involved interprovincial relocation: approximately one to two per cent of the total moves across interprovincial boundaries in a normal year. An unofficial explanation for the relatively small number of people who apply for and receive these grants is that the availability of funds for this purpose is not widely publicized by the Department. The stringent eligibility restrictions, that a person must be both unemployed and have a job offer in another region, also contribute to the small impact of the program. Comparing the size of DREE's budget with the amounts spent on mobility assistance, it is apparent that much more effort is being extended in bringing jobs to workers than in moving workers to jobs.





## chapter three

---

### AVENUES OF REGIONAL ECONOMIC ADJUSTMENT

#### INTRODUCTION

This chapter explores at a theoretical level the adjustment avenues that are open to a depressed region. The discussion seeks to provide a normative and theoretical background against which actual regional adjustments can be compared. The first section of the chapter examines regional adjustments which tend to occur over a long period of time in response to secular changes in the demand for and supply of a region's output and labor. The final section considers short-run dynamic adjustments which are more immediately relevant to the problem of economic stabilization and which ultimately have their roots in the longer-run adjustment processes.

#### LONG-RUN REGIONAL ADJUSTMENT

In Canada regions are typically defined by political boundaries and analyzed in terms of activities within them. This approach has the danger of making a region more a political than an economic reality. Since the boundaries themselves are often the result of historical accident, it can become too easy to overlook the heterogeneous nature of economic activity within any region and the fact that what are referred to as regional economic problems would still remain if the present political boundaries were rearranged or erased. The essence of a regional economic problem is unsatisfactory adjustment to changing economic fortunes and even regions deemed to be prosperous normally contain pockets of slow development. Thus, for example, a rich region with an unequal income distribution could have extremes of poverty not encountered in the poorest

regions of the country. It is largely for the sake of convenience and because our system of political representation encourages it, that one can use a region as a unit of analysis.

What differentiates a region from a country in terms of economics is the range of policy instruments available to each. A region, unlike a country, has less control over its money supply and the interest rate it pays on funds, is unable to alter directly the exchange rate which links its price structure to those of other regions, and has limited ability to impose commercial and immigration restrictions on the flow of goods, money and people moving across its boundaries. Fiscal policy is perhaps the only instrument shared jointly by both regions and countries but even in this case regional fiscal independence is severely circumscribed by interregional resource mobility and by the monetary posture of the central government which influences the ease of regional deficit financing.<sup>1</sup>

As a first approximation a small open region considers interest rates, inter-regional exchange rates and, more likely than not, the price of its tradable goods as exogenous variables beyond its sphere of influence. Endogenous variables determined by behavior within the region include the provision of public or social overhead capital, resource employment, savings rates prices of nontraded goods and factor prices (essentially wages in an integrated national capital market). When either external demand for region's products or internal demand for the output of other regions change, adjustment in the form of some combination of changes in these endogenous variables will occur. Different profiles of regional development can be generated depending on the precise nature of these reactions.

Generally, four distinct modes of adjustment can be identified, all of which are substitutes for each other in that the greater the adjustment in one direction, the smaller the adjustment that must occur in another. Assume that the pressure for adjustment arises from a reduction in the external demand for a region's exports. In a Keynesian world of constant money wages and prices, declining export demand would generate a multiplier-induced decline in regional income which would reduce regional imports, though not to the full extent of the export decline if marginal savings rates were positive. In the absence of government transfer payments two other mechanisms would act to eliminate any residual trade deficit in the region. If regional investment were sensitive to export sales, regional investment would follow regional exports downward with a multiplier impact on income and imports tending to restore balance in the region's current account. If the decline in the return to investment were large, affecting a number of different sectors, the region might conceivably

---

<sup>1</sup> An excellent theoretical discussion of the fiscal autonomy of a region is W. Oates, "The Theory of Public Finance in a Federal System", *Canadian Journal of Economics*, February 1968. In the Oates model changes in the interregional distribution of wealth are the main mechanism imposing a balance of payments discipline on a region. This mechanism implies that increases in local taxes to finance local government expenditure will have only a transient effect on local incomes. Deficit financed local government expenditure, on the other hand, can achieve a permanently higher level of income only at the expense of a continuously growing external debt burden. This view of regional income equilibration is shared by R. Scitovsky, *Money and the Balance of Payments*, Rand McNally, Chicago, 1969, Chapter 8.



become an exporter of capital to other regions and run a current account surplus with other regions. If there were no changes in voluntary capital flows into or out of the region, any remaining trade deficit would create a net asset drain from the region to finance it, which over time would tend to reduce regional expenditure and income and bring imports back into line with exports.

In a federal system these adjustments are never allowed to complete themselves. When a region's income falls, its tax payments to the central government diminish while spending by the central government in the region either increases or remains the same. This induced fiscal deficit of the central government externally finances a depressed region's trade deficit and arrests the operation of the export multiplier, thus preventing incomes from falling to the levels they would otherwise reach. Fiscal deficits incurred by regional governments through the sale of securities to other regions would be unable to achieve the same effect. This is because a decline in exports and income makes the return on investment in the region less than the cost of financing the deficit. The tax burden of a costly, externally held debt would severely restrict the ability of regional governments to permanently augment regional demand by this means. A situation of this kind in a declining region often arouses complaints of "tight money" when in fact the real "tightness" is that of diminished investment opportunities.

For Keynesian problems of regional unemployment, Keynesian solutions are usually advanced. In an integrated national capital market, selective regional monetary policy has no room to manoeuvre. A policy of lowering interest rates to stimulate expenditure only in depressed areas would be frustrated by the attraction of borrowers to low interest lenders and lenders to high interest borrowers. The response would be a quick and sizeable efflux of funds from the depressed area which would thwart the attempt to regionalize the cost of capital.

Fiscal policy offers more scope for stimulating expenditure in some regions while reducing or maintaining it in others. A number of devices are capable of transferring aggregate demand from high to low employment regions. One method is to regionalize federal fiscal policy by pinpointing more spending (or lowering taxes) where unemployment is highest. An alternative would be a federal stabilization fund which taxed high employment areas more heavily and made the proceeds available for government spending in depressed regions. An equivalent procedure would be to co-ordinate federal-provincial budgets so that high employment regions were running budget surpluses to contain demand pressure in their areas while the federal budget was expanding sufficiently to restore full employment elsewhere. The result in each case would be the same: a transfer of demand and resources from high to low employment regions sufficient to achieve full employment in all regions at a non-inflationary level of total demand. High employment regions would be required to accept permanent budget and trade surpluses as the counterpart of budget and trade deficits in the low employment regions.

A second adjustment route is one where relative prices are free to change and respond quickly to excess supply or demand within a region. In this classical economic world, if labor were interregionally immobile, declining export demand

in a region would produce an excess supply of labor at previous money wages; a subsequent decline in those wages would lower the price of nontraded goods and increase the relative price of tradable to nontradable goods. A higher ratio of external to internal prices would create an incentive for the region's firms to produce more exports and import substitutes and fewer home goods, while consumers in the region would be induced to buy more home goods and fewer tradable goods. Over the long run the decline in the region's money wage relative to the price level would raise the return to investment and encourage the migration of industry to the region. All these adjustments would bring the region's imports into line with its lower level of exports. Unlike the Keynesian model of achieving reduced real income by increased unemployment, this adjustment reduces a region's real income by lowering the real returns to labor. Because of its mobility, capital would continue to earn the same return everywhere.

If, as experience suggests, money wages are downwardly rigid, a region is more likely to adjust through Keynesian unemployment and, in this respect, differs significantly from a country. A country possesses a policy instrument not available to a region: the option of currency depreciation which achieves the same relative price adjustments as flexible money wages but without the intervening adjustment cost of unemployment. To be successful a currency depreciation must rely on the existence of money illusion in the behavior of wages. Flexible exchange rates have some leverage in correcting a trade deficit and averting unemployment only if labor supply responses are determined by money and not real returns.

From the point of view of a region with Keynesian unemployment, an event analogous to currency depreciation would be external price inflation which corrects its labor market distortion by lowering its real wage relative to real wages in other regions. Unless a region's real wages are reduced by national inflation, inflation would never be able to duplicate the expenditure-switching effects associated with the classical relative price mechanism. If inflation did work in this manner the relative price effects would be an important reason to anticipate a stable, long-run Phillips curve<sup>2</sup>.

These comments should not be interpreted as open advocacy of inflation. At best they are an argument for periodic "one shot" bursts of inflation rather than continuous inflation. Moreover, there are alternative means to achieving the same end, such as wage subsidies to low employment regions. Finally, as chapter two indicated, the requisite degree of regional money wage illusion is unlikely to be a feature of the Canadian economy.

A third avenue of adjustment is interregional labor mobility. The postulated decline in labor demand must be matched by an increase in labor demand in some other region if aggregate demand is at a full employment level. If labor,

---

<sup>2</sup> That is, the economy's so-called natural rate of unemployment would not be invariant with respect to the rate of price inflation. It is important to note here that national price inflation is not a policy instrument of regional governments but in theory could have important regional employment effects.



which at ruling money wages would be surplus in the declining region, could migrate to where demand has increased, there would be less need to reduce real wages in the pursuit of regional full employment. It is not necessary that only the unemployed move for if the employed were to migrate to fill an outside vacancy, their departure would open up job opportunities for the unemployed of the region. In general, labor mobility would be an efficient response to any external disturbance that, in the absence of mobility, would require a change in the real wage.

The importance of mobility underlines one of the main conclusions of research into optimum currency areas. In a world of downwardly inflexible money wages and money illusion, the value of a flexible exchange rate between different regions is that it permits full employment to be achieved in all the regions. Since prompt labor mobility between regions is a substitute adjustment mechanism, fixed currency rates or a single currency should apply only to an area where this type of mobility occurs or can be induced. Where this is not possible, an argument for separate regional currencies has more appeal.<sup>3</sup> The advantage of a separate regional currency is not in control over a region's money supply and interest rates (since these are exogenous variables in an integrated capital market) but rather in the ability to set appropriate exchange rates between regions to achieve regional full employment.

The fourth avenue of adjustment is one that seems to find the greatest favor with governments. It involves attempts to preserve the economic viability of the region by finding and encouraging new activities to replace those for which external demand has declined. If a region's productive capacities and relative factor supplies enable it to produce a wide variety of goods at competitive costs, the changes required in relative prices due to declining export demand for particular goods need not be large. If a region can produce a diversity of exports and import substitutes, it can limit its real income losses when some portion of its external demand declines. However, this requirement is a stringent one in that comparative advantage in the production of specific commodities often has a strong geographic bias. Regions within Canada tend to be highly specialized in export production and the development of alternative production and income opportunities would probably entail a significant reduction in labor returns and income to be competitive with existing alternative sources of supply.

It is from this perspective that the activities of DREE are best viewed. By offering temporary subsidies to firms locating in depressed regions, DREE is attempting to speed the process of adjustment through diversification by promoting the growth of infant industries in these areas. These "one shot" subsidies are intended to finance the initial set-up costs experienced by firms settling into a new production environment. As firms learn and their experience accumulates DREE anticipates that any initial inefficiencies in production will disappear and with them the need for subsidization. Whether in fact the

---

<sup>3</sup> This principle was first enunciated by R. Mundell, "A Theory of Optimum Currency Areas" *American Economic Review*, September 1961, pp. 657-65.

infants thus created will ever mature and be able to survive without a permanent subsidy is another and more difficult question.

In conclusion without government intervention regional full employment is incompatible with the inability to adjust to declining export demand through outmigration, lower money wages or competitive diversification. To reconcile the full employment goal with a lack of adequate regional adjustment some sort of subsidy to the region is required. Since regional subsidies restore full employment by accommodating regional disequilibrium and financing its continuation, the subsidy option is more likely to be a permanent rather than temporary feature of regional economic policy. Once accepted as the solution to regional adjustment, a subsidy is apt to continue indefinitely. Migration, competitive output diversification and lower money wages, on the other hand, remove regional disequilibrium by eliminating its source and provide for a real rather than a financial adjustment. Since some type of subsidy to depressed regions will likely occur in a federal system, the interesting issue for regional economic policy is the optimal kind or kinds of subsidy that should be chosen. This issue is considered more fully in chapter six.

## SHORT-RUN REGIONAL ADJUSTMENT

The movement of a region from one long-run equilibrium position to another would normally take considerable time and might never be reached due to the intervening influence of continuous economic change. Using existing data to describe longer-run adjustment is, therefore, extremely difficult. The alternative is to attempt to capture the shorter-run disequilibrium adjustments from the available data and to infer something from these results about the longer-run operation of regional labor markets.

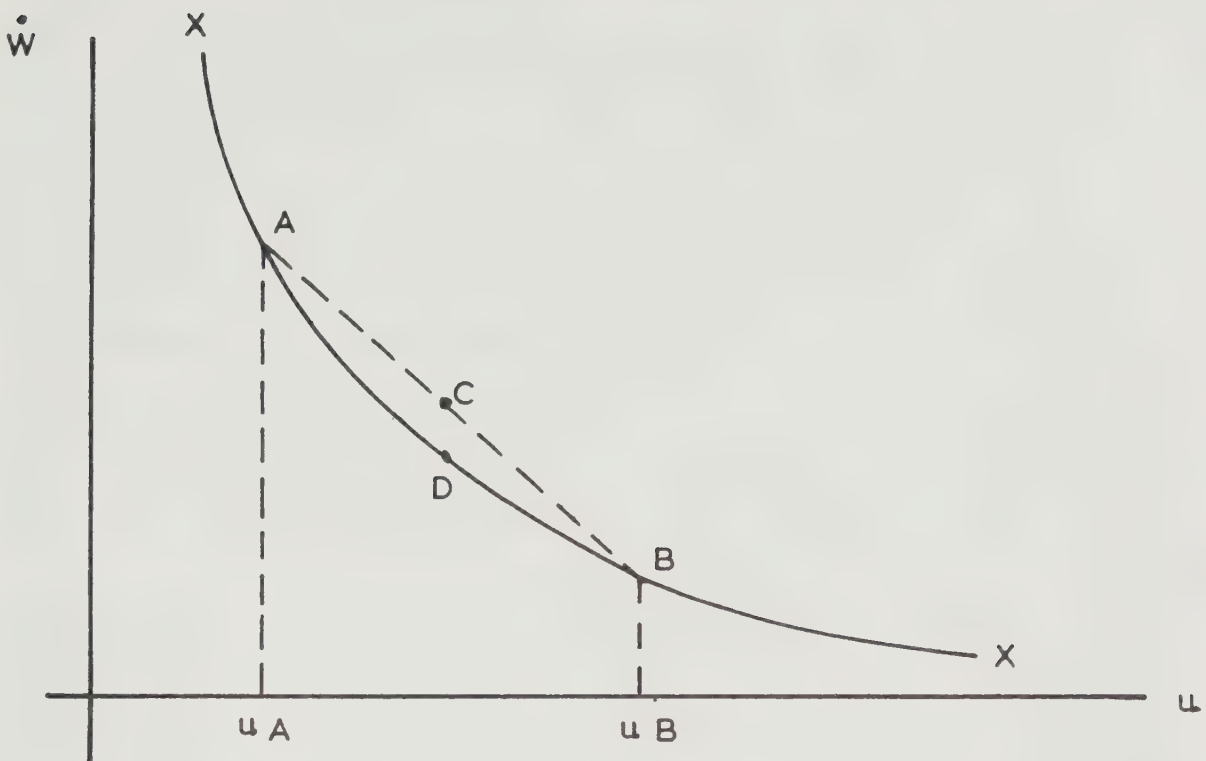
The analytical device frequently used to describe adjustment in the labor market is the Phillips curve which relates changes in wage rates to the level of unemployment in the labor force. At an aggregate level empirically derived Phillips curves are used to identify zones of feasible policy choice or the tradeoff between rates of wage (or price) inflation and levels of unemployment generated by the market behavior of the economy. The effectiveness of stabilization policies ranging from wage and price controls to manpower programs is often evaluated by their achievement of a more favorable tradeoff between these goals.

In terms of regional labor market behavior, Phillips curves are considered to be short cut analytical tools with some usefulness for determining the scope of regional economic policies to improve the national Phillips curve performance. The notion that imbalances in regional labor markets could contribute to an undesirable national configuration of inflation and unemployment is not new. However, until the development of the Phillips curve construct there were few convenient ways of testing the importance of regional labor market imbalances. Figure 3 illustrates the influence of regional labor market behavior on the overall Phillips curve for the economy. Each of two regions, A and B, is assumed to have an identical non-linear Phillips curve of the form  $X-X$ , but the failure of



FIGURE 3

Regional and National Phillips Curves



aggregate demand to be spread evenly between the two regions produces a tight labor market in region A at point A and a slacker labor market in region B at point B. The position of the Phillips curve in one region is assumed to be unaffected by movements along the same curve in the other region. Since the national Phillips curve is a weighted average of the regional ones, the coexistence of a tight and a slack labor market generates a point on the national Phillips curve somewhere on the dotted line between points A and B. If the regions were of equal size, point C equidistant between A and B would correspond to the observation on the national Phillips curve.

The dispersion in regional unemployment rates means that the national Phillips curve lies above the underlying regional Phillips curve. This result provides some scope for regional economic policy to contribute to a better national Phillips curve performance. Over time labor migration from region B to region A, where relative wage levels are increasing and unemployment is less, could be expected to reduce the dispersion in regional unemployment rates and to shift the national Phillips curve from C to a point like D. Subsidies to migration might achieve this improvement more quickly. Alternatively, fiscal measures could be used to reduce labor demand in region A and to augment it in region B. The consequent reduction in regional unemployment differentials would also create an inward shift of the national Phillips curve from C to D. Regardless of whether these policies shift labor supply or labor demand, there is an opportunity to achieve an optimal distribution of regional unemployment promising the lowest amount of wage inflation for a given amount of total unemployment.

This explanation of the regional contribution to national inflation is called the non-linear aggregation hypothesis. The non-linearity of the underlying regional Phillips curves is an important but not a necessary part of the hypothesis. For linear Phillips curves the minimum requirement of the hypothesis would be that different regions have curves of unequal slope since the distribution of regional unemployment would have no influence on the rate of overall wage increase if all slopes were the same. In the non-linear case, however, there would be an optimal unemployment distribution even if all the regional Phillips curves were identical. In the linear case reducing relatively high regional unemployment rates and raising them elsewhere would be a feasible policy if high unemployment regions were endowed with shallower sloped Phillips curves than those in the low unemployment regions. If this were the case, the aggregate rate of wage change would be less for a given amount of total unemployment. This might require a diminution in the dispersion of regional unemployment rates in contrast with the previous instance where equal regional unemployment rates would yield the smallest overall wage increases.

There are a number of possible approaches to the question of whether selective regional policies offer any hope for achieving a more satisfactory performance of the national Phillips curve. At the aggregate level a measure of the regional variance in unemployment rates can be inserted into the conventional Phillips curve specification to see whether it is significant in explaining aggregate wage changes. This method has been used by Archibald for the U.K.<sup>4</sup> If  $\dot{W}$  is the percentage change in national wage levels,  $U$  the national unemployment rate,  $S^2$  the variance of regional unemployment rates, and  $R$  a vector of other unspecified variables the Archibald specification is:

$$\dot{W} = a + b_1 U^{-1} + b_2 S^2 + b_3 R \quad (3-A)$$

where  $b_1, b_2$  are expected to be positive. Both variables were positive and significant in the U.K. but recent examination of the matter raises doubts about the appropriateness of this specification. The problem is that the variance variable enters in an *ad hoc* fashion without a clear relationship to the underlying regional Phillips curves. This defect has been noticed and corrected by Stoney and Thomas.<sup>5</sup> If  $a_i$  is the fraction of the labor force in region  $i$ ,  $\sum a_i = 1$ ,  $\dot{W}_i$  is the per cent wage change in region  $i$  whose unemployment rate is  $U_i$  and the function  $f(U_i)$  is the identical Phillips curve in all regions, the aggregate Phillips curve can be written as  $\dot{W} = \sum a_i \dot{W}_i = \sum a_i f(U_i)$  ignoring any constant term. Stoney and Thomas take a Taylor's series expansion of the regional Phillips curve around the national unemployment rate  $U$ :

$$f(U_i) = f(U) + (U_i - U) f'(U) + \frac{(U_i - U)^2}{2} f''(U)$$

omitting terms of higher order. Thus,

$$\sum a_i f(U_i) = \sum a_i f(U) + \sum a_i (U_i - U) f'(U) + \frac{\sum a_i (U_i - U)^2}{2} f''(U).$$

If  $S^2 = \sum a_i (U_i - U)^2$  is the weighted variance of regional unemployment rates,  $\dot{W} = f(U) + \frac{1}{2} S^2 f''(U)$ . If the single Phillips curve is non-linear,

<sup>4</sup> Cf. G. C. Archibald, "The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment," *The American Economic Review*, Papers and Proceedings, May 1969, pp. 124-34.

<sup>5</sup> R. Thomas and P. Stoney, "Unemployment Dispersion as a Determinant of Wage Inflation in the U.K., 1925-1966," *Manchester School*, June 1971, pp. 83-115.



$f(U) = a + b U^{-1}$ , then  $f''(U) = 2 b U^{-3}$  and the final equation appears as:

$$\dot{W} = a + b \left\{ \frac{1}{U} + \frac{S^2}{U^3} \right\}. \quad (3-B)$$

Thus the effect of regional unemployment rate dispersion is to shift the slope of the aggregate Phillips curve rather than the horizontal intercept as Archibald postulated.<sup>6</sup> Note that if the Phillips curve were linear,  $f''(U) = 0$ , and dispersion effects would not influence the aggregate Phillips curve.

The weakness in this approach is its restriction on the regional Phillips curves: that they be identical and non-interacting. Without these assumptions aggregation from the regional up to the national level becomes difficult. Yet there is no compelling economic reason which would justify these particular assumptions. Their main advantage is convenience since it is econometrically intractable to measure the aggregate effect of different regional Phillips curves since the number of coefficients to be estimated would be multiplied many times over.

The alternative is to fit a separate Phillips curve for each region and allow for regional labor market interdependence. Efforts in this direction are severely hampered by the lack of an accepted and tested theory of how such interdependence affects the behavior of regional Phillips curves. It is worthwhile to outline formally a general case and distinguish it from the preceding models. The simplest way of introducing regional labor market interdependence is to postulate that actual wage increases in region  $i$  depend on regional excess labor demand (unemployment) and expected wage increases which in turn are a function of actual wage changes in other regions.<sup>7</sup> If there were  $n$  regional labor markets, the matrix presentation of this system of regional wage linkages could be represented in the long run, after expected wages adjusted and became equal to a linear function of all actual wage changes, as:

$$\begin{bmatrix} \dot{W}_1 \\ \vdots \\ \dot{W}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f(U_1) \\ \vdots \\ g(U_n) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & \cdot & \cdot & c_{1n} \\ \vdots & & & \vdots \\ \cdot & & & \cdot \\ c_{n1} & \cdot & \cdot & c_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{W}_1 \\ \vdots \\ \dot{W}_n \end{bmatrix}$$

<sup>6</sup> This point had been arrived at earlier by Vanderkamp, following a different route. Cf. John Vanderkamp, *Structural Imbalances and Wage Adjustment*, mimeo, 1970. Letting  $V$  = vacancies,  $U$  = unemployment,  $X$  = excess labor demand and  $\dot{W}$  = percentage wage change, Vanderkamp postulates that the product of  $V$  and  $U$  is some constant  $K$  which reflects the degree of structural imbalance in the economy. Thus  $K = VU$  and if  $\sigma_x^2$  is the variance of excess labor demands in various markets,  $K = k_1 \sigma_x^2$  where  $k_1$  is a constant. If  $X$  can be represented by  $X = V - U$  and wages adjust linearly to excess labor demand,  $\dot{W} = a_0 + a_1 X$  and if the variance in excess demand is a function of variance in unemployment rates,  $\sigma_x^2 = n_0 + n_1 \sigma_u^2$ , substitution of these relationships into the wage equation gives  $\dot{W} = a_0 + a_1 k_1 n_0 U^{-1} + a_1 k_1 n_1 (\sigma_u^2 U^{-1}) - a_1 U$ . Therefore structural imbalances would impart a steeper slope to the overall Phillips relation rather than a proportional outward shift of the curve.

<sup>7</sup> This discussion of regional interaction follows closely an unpublished paper by F. Brechling, "Wage Inflation and the Structure of Regional Unemployment," University of Essex, Discussion Paper No. 40, February 1972.

where  $C_{ij}$  measures the impact of wage changes in region  $j$  on wage changes in region  $i$  and  $f(U_1)$ ,  $g(U_n)$  are the regional Phillips curves in regions 1 and  $n$ . The level of aggregate demand is assumed to be exogenous in this system of equations and to have a stable regional distribution that is reflected in the observed pattern of regional unemployment rates. A more general model would show how this pattern is achieved through interregional multiplier effects and would permit the distribution of regional wage changes to influence the interregional transmission of demand changes. The interaction matrix  $C$  is designed to describe the effect of influences on the supply, rather than on the demand, side of labor markets, a discussion of these effects being deferred to subsequent pages of this chapter. Solving this system of equations generates an equilibrium system of interregional wage changes:

$$\begin{bmatrix} \dot{W}_1 \\ \vdots \\ \dot{W}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & \dots & d_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ d_{n1} & \dots & d_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F(U_1) \\ \vdots \\ g(U_n) \end{bmatrix}$$

where  $d_{ij}$  represents an element in the inverse regional interaction matrix  $(I-C)^{-1}$ . The aggregate rate of wage change is given by the weighted average of this system of regional wage changes:

$$\dot{W} = \sum a_i \dot{W}_i = \sum a_i \sum_j^n d_{ij} f(U_1) + \dots + \sum a_i \sum_j^n d_{nj} g(U_n).$$

This model generates quite different conclusions about the ability of regional policies to improve the aggregate Phillips tradeoff than the earlier diagrammatic model which assumed no regional interaction. This is best illustrated by looking at a two-region example where the object is to minimize the rate of national wage increase, given by  $\dot{W} = (a_1 d_{11} + a_2 d_{21}) h(U_1) + (a_1 d_{12} + a_2 d_{22}) k(U_2)$  where  $h(U_1)$ ,  $k(U_2)$  are the respective regional Phillips curves, subject to the linear constraint that the overall unemployment rate is constant,  $a_1 U_1 + a_2 U_2 = \bar{U}$ . The first-order conditions for this minimization problem require that,

$$\frac{h^1(U_1)}{k^1(U_2)} = \frac{a_1}{a_2} \left( \frac{a_1 d_{12} + a_2 d_{22}}{a_1 d_{11} + a_2 d_{21}} \right).$$

If each region has a non-linear Phillips curve of the form  $\alpha_i + \beta_i U_i^{-1}$ , this condition can be expressed as,

$$\frac{U_2}{U_1} = \sqrt{\frac{\beta_2}{\beta_1} \frac{a_1}{a_2} \left( \frac{a_1 d_{12} + a_2 d_{22}}{a_1 d_{11} + a_2 d_{21}} \right)}.$$

Thus, for example, if the first region has labor markets which respond vigorously to increases in labor demand and if these responses spill over to the second region with an appreciable influence on its wages ( $d_{21}$  is relatively large), anti-inflationary policy should be directed to keeping  $U_1$  greater than  $U_2$ . That is, policy should strive to keep unemployment relatively high in those regions with the largest spill-over effects on wages in other regions.

This conclusion is in marked contrast to those which emerge when dynamic interregional labor market interaction does not exist. In this situation the



corresponding problem is to minimize  $\dot{W} = a_1 h(U_1) + a_2 k(U_2)$  subject to the same linear constraint as before. The solution to this problem requires,

$$\frac{U_2}{U_1} = \sqrt{\frac{\beta_2}{\beta_1}}$$

or that the region with the steepest Phillips curve (highest  $\beta_1$  value) should have the highest relative unemployment rate. If the Phillips curves in each region were identical (that is, if  $\beta_1 = \beta_2$ ), then wage inflation would be least when  $U_1 = U_2$  or when there was no dispersion in regional unemployment rates. Figure 3 illustrates this situation.

While this general model of regional interdependence has illustrative value, it does not allow empirical testing. In essence it asserts little more than the general equilibrium proposition that everything depends on everything else. Specific hypotheses are needed to give it some empirical content. Among the more interesting and plausible hypotheses are those which postulate one-way causation and link wage changes from "leading" regions to others but not the reverse. This type of wage linkage could arise from noncompetitive labor markets in the "following" regions where institutions such as labor unions or multi-regional companies are able to imitate successfully the pattern of wage increases occurring in the leading region(s).

A two-region example illustrate the implications of such wage behavior for the specification of a national Phillips curve. Wage behavior in the leading region(s)  $j$  conforms to a traditional Phillips curve,  $\dot{W}_j = f(U_j)$ . In the other region  $i$  wage behavior is influenced partly by local labor market conditions and partly by wage changes in region  $j$ :  $\dot{W}_i = g(U_i) + h[\dot{W}_j - g(U_i)]$  where  $h$ ,  $0 < h < 1$ , measures the ability of region  $i$  to copy wage changes in region  $j$ . Aggregate wage change  $\dot{W}$  becomes  $a_i \dot{W}_i + a_j \dot{W}_j = a_j f(U_j) + a_i [g(U_i) + h(W_j - g(U_i))]$  and if  $h = 1$ , or there is complete wage extrapolation,  $\dot{W} = a_j f(U_j) + a_i f(U_j) = f(U_j)$ .<sup>8</sup> In this extreme situation national wage changes are wholly determined by the level of unemployment in the leading region and wage changes in the following region are entirely independent of its own level of unemployment. More generally, if each region has the same Phillips curve and wage transfer is incomplete,  $h < 1$ , aggregate wage change  $\dot{W}$  becomes  $a_j f(U_j) + a_i \{f(U_i) + h[f(U_j) - f(U_i)]\}$ . Since  $a_j f(U_j) + a_i f(U_i) = f(U)$ , this expression is equal to  $f(U) + h[a_i f(U_j) + a_j f(U_j) - f(U)]$  or,

$$\dot{W} = f(U) + h[f(U_j) - f(U)] \quad (3-C)$$

As long as  $h$  is greater than zero the amount of national wage inflation is higher, the lower the unemployment rate in the leading region relative to the national unemployment rate.

Another mechanism could produce the same type of wage linkage without resorting to noncompetitive wage behavior. This could occur if the leading region experienced relatively high earnings, low unemployment or both, and was the

<sup>8</sup> Thomas and Stoney apply a leader-follower model of this kind to the experience of the U.K. R. Thomas, P. Stoney, "Unemployment Dispersion as a Determinant of Wage Inflation in the U.K., 1925-1966," *Manchester School*, June 1971, pp. 83-115.

main target for migration from lower paying or higher unemployment regions. In such circumstances whenever wages increased in the leading regions, in response only to labor market conditions there, the wage aspirations of labor force members in the other regions would be raised and they would either migrate to the leading region or threaten to do so. If this labor supply response were general over all segments of the labor force, unemployed as well as employed, wages in the following region would move in sympathy with those of the leading region. Such behavior would elicit the observation that wages in the following regions were very slow to respond to an apparent excess labor supply in their labor markets. The transmission of interregional wage changes in this way would be almost impossible to distinguish from emulative wage behavior resulting in involuntary unemployment as labor in following regions priced itself out of full employment.

Two very different mechanisms of regional interdependence may then give rise to the same Phillips curve in some regions. One type of behavior, wage emulation, results in involuntary unemployment while the other, wage aspirations, produces voluntary unemployment in the sense that labor force participants in some regions are unwilling to accept jobs unless their rate of pay maintains a constant relative differential with similar jobs in other regions. Labor Force Survey measurements of regional unemployment do not specify *why* the unemployed are jobless and there is no easy way of finding out. This dilemma is in large measure the main stumbling block to an easy resolution of the regional problem of inflation and unemployment. Moreover, it has important implications for the feasible range of regional policies. For instance, it will not do simply to increase jobs in high unemployment regions if the voluntary unemployment view is correct; only by providing "good" (that is, high paying) jobs would such a policy have much chance of reducing regional unemployment.

Clearly the Phillips curve device has limited power to discriminate among contending explanations of the differences in regional unemployment rates. The theory says merely that wages rise in response to excess labor demand, or  $\dot{W} = a + bX$  where  $b$  indicates the responsiveness of wages to excess demand and its determinants are largely unknown. Moreover, some transformation is assumed to exist between excess labor demand and unemployment or  $X = g(U)$ . The formulation of the Phillips curve is then  $\dot{W} = a + b g(U)$ , a specification which raises two identification problems. One is the impossibility of distinguishing between the wage reaction to excess demand and the transformation between excess demand and unemployment. The second is that the functional form of the appropriate transformation is unknown. Thus if unemployment is essentially voluntary or grounded in some structural maladjustment of the labor force, it is an inadequate measure of excess labor supply or demand. Furthermore, the required transformation may not be stable either over time or among regions. Because the reasons for joblessness may differ among regions, the same labor demand pressures in each region could conceivably culminate in different regional unemployment rates.



There are still other deficiencies in the Phillips curve concept. The most serious problems concern the simultaneity of economic relationships. In some of the Phillips curves tested in this study the rate of price change, as measured by the Consumer Price Index, has been entered as an additional variable explaining wage changes. Since wages affect prices besides being affected by them, it is a mistake to look at only one of the equations in the wage-price nexus. Moreover, if the measured regression coefficient on wages is less than unity, the entire Phillips curve relationship is subject to the interpretation that when prices rise, the real wage falls to provide the basis for an increase in employment and a reduction in unemployment. But if this were true, the Phillips curve would also depend on another unspecified relationship—the economy's production function and the demand for labor it implies.

Complete justification for ignoring the influence of other behavioral equations on the Phillips curve is impossible. However, these omissions would be more serious if the price series used were for output prices and the output were produced by labor whose wage changes formed the dependent variable. This is obviously not the case for the Consumer Price Index which measures the cost of consumer purchases including the cost of assets, money and foreign goods as well as of domestically produced goods and services. It can be argued, therefore, that the Consumer Price Index more properly belongs in the labor supply function (labor supply is influenced by real rather than nominal wage changes) than in the labor demand function. Thus the CPI variable is assumed to capture the impact on labor supply of wage and price level changes being experienced in all sectors of the economy.<sup>9</sup>

A further reason for including the CPI is that it may be an adequate proxy variable for the influence of expectations on current wage settlements. The current change in the CPI may be used by both employers and employees as a semi-reliable forecast of future rates of inflation where no provision is explicitly made in wage agreements for cost-of-living escalation.

Perhaps a more serious problem of simultaneity prevails when attempts are made to fit Phillips curves at the regional level. In the Phillips curve specification it is assumed that the level of excess labor demand (unemployment) determines the rate of wage change. However, when regions are engaged in the competitive production of a common output the reverse sequence could occur. In the previous model if wage changes in leading regions were transferred to following regions via noncompetitive emulation, the wage changes in the latter could provide the most important explanation for the level of unemployment observed in these areas. A positively sloped Phillips curve might even be measured for regions where this kind of wage behavior is prominent.

This discussion emphasizes the rather weak conceptual foundations of the Phillips curve in terms of its relationship to labor market behavior. One of the few attempts to explain the shape of the Phillips curve by invoking structural

---

<sup>9</sup> If all wage contracts had cost-of-living escalators it would make sense to use real wage changes as the dependent variable.

labor market characteristics has been that of Holt and his co-workers.<sup>10</sup> Their approach is unique in its emphasis on the turnover properties of the labor force involving the large flow of people into and out of the state of unemployment. The labor market is in perpetual flux as some participants are always losing their jobs through voluntary quitting or involuntary layoffs while others are moving from unemployment or from being outside the labor force to employment as a result of hires. Of course some hires involve only a direct transition from one employment to another.

The main elements of this labor market model can be briefly sketched. The turnover flow  $F$  from employment into unemployment arising from quits, layoffs and other separations during a given time period can be written as  $F = f(V/U)^r N$ .  $V$  and  $U$  are stocks of vacancies and unemployment respectively;  $r$  is the measure of the responsiveness of turnover to tightness in the labor market as measured by the ratio  $V/U$ ; and  $f$  is the probability per period of losing one's job. The parameter  $r$  has been observed to be quite small because changes in quits and layoffs tend to counterbalance each other over the course of a business cycle. Employment  $N$  is a multiplicative factor reflecting the size of the labor market in influencing the amount of turnover.

The flow of new hires  $H$  depends on the number of potential job matches as measured by the product  $UV$  and as modified by elasticity coefficients  $u$  and  $v$  attached to  $U$  and  $V$  which reflect diminishing returns to each variable. New hires also depend on the efficiency of job placement  $h$ . Thus the size of the new hire flow can be expressed as  $H = h U^u V^v$ .

When the size of the economy is expanding and employment is growing continuously at a trend rate equal to  $g$ , the difference between the new hires and separations flows is equal to the change in the amount of employment. Therefore  $H = F + gN$  and, given  $g$ , inflows to and outflows from the employment tend towards a stochastic equilibrium where they are equal. If new hires should exceed turnover, the change in employment exceeds  $g$  and unemployment would fall relative to vacancies; turnover would increase slightly while new hires would decline slightly until stochastic equality between the flows was restored. The reverse would occur if turnover momentarily exceeded new hires. Because the flows through the various stocks are sufficiently large relative to changes in the stock, deviations from this equilibrium condition are never large in practice.

Substituting  $U$  and  $V$  into the preceding relationship and expressing these variables as ratios to employment yields an equilibrium relationship between  $V$  and  $U$  which is independent of the level of aggregate demand:

$$U^{u+r} V^{v-r} = \left[ \frac{f}{h} + \frac{g}{h} \left( \frac{U}{V} \right)^r \right] N^{1-u-v}. \text{ If } u + v \cong 1 \text{ and } \left( \frac{U}{V} \right)^r \cong 1$$

are used as approximations, this expression simplifies to  $U^{u+r} V^{v-r} = \frac{f + g}{h}$ .

Aggregate demand changes operate along this equilibrium locus to change the

<sup>10</sup> C. C. Holt, C. D. MacRae, S. O. Schweitzer, R. R. Smith, *The Unemployment-Inflation Dilemma: A Manpower Solution*, The Urban Institute, Washington D.C., 1971.



ratio of V to U. When labor markets tighten and V/U increases, employers experience greater difficulty in recruiting employees and make more attractive wage offers which are accepted by job searchers. When enough employers respond in this manner, the result is general wage inflation. Conversely, when aggregate demand slackens and unemployment rises relative to vacancies, employers have little trouble in recruiting or retraining their labor force and job searchers will likely accept lower wage offers when their average duration of job search is lengthened.

This labor market behavior can be expressed as

$$\frac{W_t}{W_{t-1}} = A \left( \frac{V}{U} \right)_t^\omega$$

where the ratio of wage levels between two successive time periods is a function of autonomous factors (A) such as unions and expectations, and the reaction of wage levels to the degree of labor market tightness  $\left( \frac{V}{U} \right)$  is captured in the

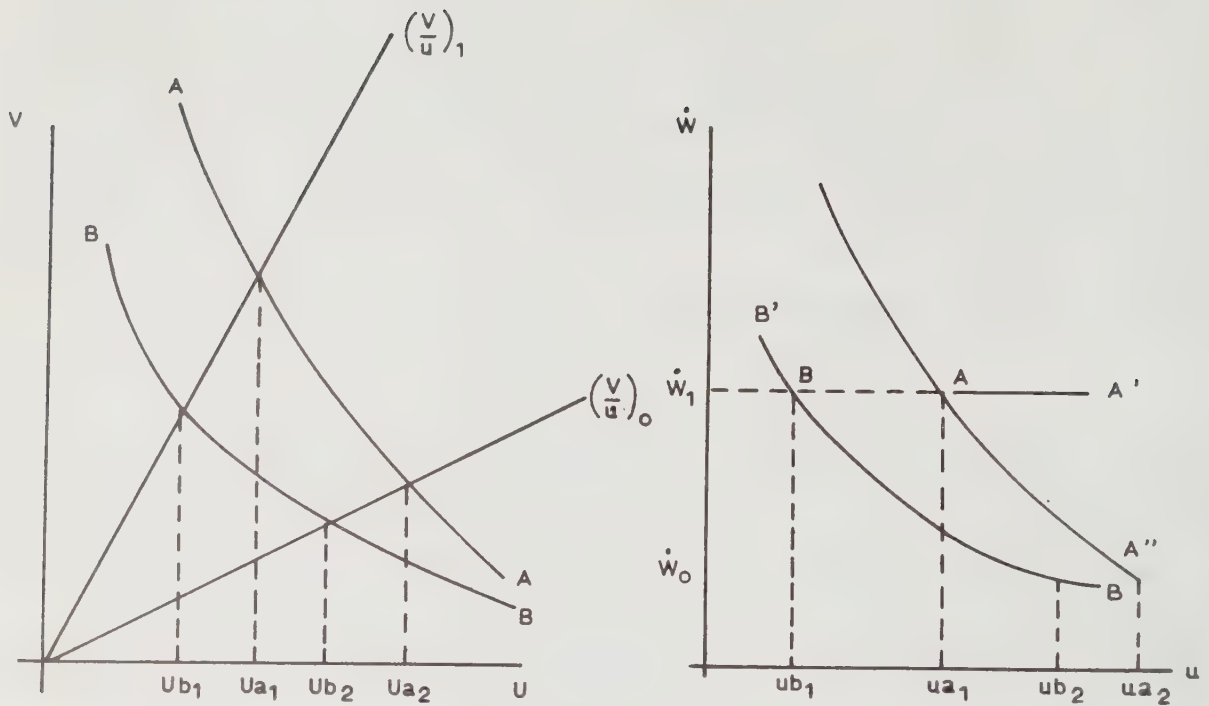
parameter  $\omega$ . Eliminating V, the vacancy-unemployment relationship combined with the wage response equation yield a logarithmic Phillips curve specification:

$$\frac{W_t - W_{t-1}}{W_t} \cong \ln \left( 1 + \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} \right) = \ln A + \left( \frac{\omega}{v - r} \right) \ln \left( \frac{f + g}{h} \right) - \omega \left( \frac{u + v}{v + r} \right) \ln U_t.$$

The advantage of this specification is its direct relationship to the behavioral characteristics of the labor market. Inward shifts of the Phillips curve which reduce the rate of wage inflation associated with a given level of unemployment must involve some combination of policies which lessen the responsiveness of wages to tight labor markets ( $\omega$ ), improve the efficiency with which jobs and workers are matched ( $h$ ), diminish the instability in job-holding ( $f$  and  $r$ ) or reduce the autonomous elements of wage push ( $A$ ). Regional Phillips curves shed some light on the relative efficiency of regional labor markets when differences in the measured slope and intercept coefficients are compared. If a region experienced particular difficulty in matching its labor force to the available jobs it would, *ceteris paribus*, have relatively high slope and intercept values for its Phillips curve.

This last proposition is most easily illustrated by reference to the diagram below. The axes designated by V and U represent, respectively, unfilled vacancies and unemployed workers, respectively, in a given region. Different curves in the V-U space refer to regions A and B. If the labor force in each region were homogeneous and labor mobility instantaneous, the vacancy-unemployment curve would degenerate to become the axes since both unemployment and unfilled jobs could not exist simultaneously. If a region is afflicted with a structural labor market problem, unfilled vacancies co-exist with jobless workers, after allowing for normal labor turnover, due to the failure of relative wages and labor mobility to adjust and clear all of the separate labor markets within the region. A region with more structural difficulties than another will therefore have its vacancy-unemployment relationship displaced farther from the origin. Another dimension of structural mis-matching is that regions with the most

FIGURE 4



inefficient labor markets will experience the smallest reduction in unemployment per given change in the level of vacancies, so that the slope of the unfilled vacancy-unemployment curve will be steeper. Thus, in Figure 4, region A has a less efficient labor market than region B which displays a lower intercept and slope value on its vacancy-unemployment curve than A.

If wage changes in each region respond equally to a given degree of labor market tightness, measured by  $V/U$ , the vacancy-unemployment relationships can be mapped into corresponding Phillips curves as shown in the second panel of Figure 4. It is now possible to examine the Phillips curve implications of contending explanations of why wages might rise at the same rate in both regions despite significant differences in their regional unemployment rates.

*Hypothesis I:* wages rise at the same rate in both areas due to the diffusion of aggregate demand across regional boundaries. But region A's labor markets are less efficient than B's in translating this demand increase into lower unemployment rates. The result is a Phillips curve with a larger intercept and slope in region A than in B.

*Hypothesis II:* wages rise at the same rate in both areas which are equally efficient in matching jobs and workers. However, imperfect labor market competition in region A ties wage changes there to those in region B and results in a less than full employment level of labor demand in A. In Figure 4, demand pressure of  $(V/U)_1$  generates in region B a wage change of  $\dot{W}_1$  which is institutionally transmitted to region A where it causes a reduced degree of demand pressure  $(V/U)_0$  there. The Phillips curve is the same as before in region B but it becomes horizontal (the dotted line segment B-A) in region A. Unemployment could be reduced to  $U_{b1}$  in region A without provoking a higher rate of wage change.



*Hypothesis III*: wages rise at the same rate in both areas as a result of the combined operation of elements in the first two hypotheses. According to this joint hypothesis, higher unemployment rates in some regions are attributable to a mixture of relative labor market inefficiency and demand deficiency. The important issue for policy is to determine the relative proportions of each type of labor market problem. In Figure 4 the difference in regional unemployment rates under this hypothesis,  $U_{b1} - U_{a2}$ , can be partitioned into a fraction due to

demand deficiency,  $\frac{U_{a1} - U_{a2}}{U_{b1} - U_{a2}}$ , and a fraction due to differences in labor market efficiency,  $\frac{U_{b1} - U_{a1}}{U_{b1} - U_{a2}}$ . In this general, and perhaps most realistic case,

the Phillips curve for the high unemployment region A would be horizontal (the dotted line A-A') between the range of unemployment rates  $U_{a1} - U_{a2}$ . At a lower unemployment rate than  $U_{a1}$ , wage increases in region A would be larger than in region B as the degree of labor market tightness became more intense in A than in B. If this were to happen, the wage linkage between the two regions would be broken and the Phillips curve would be steeper in the high unemployment region.

These expectations about how different labor market problems affect the adjustment of wage changes to unemployment are used to interpret the Phillips curve results presented in chapter four. Before turning to these results, however, it is worthwhile to examine an alternative specification of dispersion effects in the Phillips curve that has been used by Holt and his group. As before, the Phillips curve for the  $i$ 'th region can be expressed as,

$$\ln \left( 1 + \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} \right)_i = \Delta \ln W_i = r_i - b_i \ln (U_i)$$

where  $U_i$  is the amount of regional unemployment over the amount of regional employment. If wage responsiveness is the same in all regions,  $b_i = b$  for all  $i$ . The national rate of wage inflation is the weighted sum of the regional rates,  $\Delta \ln W = \sum_i a_i \ln W_i$  or  $\Delta \ln W = C - b \sum_i a_i \ln U_i$  where  $C = \sum_i a_i r_i$  and employment weights  $N_i/N$  are used as approximations to the wage weights  $W_i/W$ . Adding and subtracting the term  $b \ln U$ , where  $U = \sum_i a_i U_i$ , to this last equation gives,

$$\Delta \ln W = C - b \ln U + b \left[ \sum_i a_i \ln (U/U_i) \right] = C - b \left[ \ln U - D(U) \right], \quad (3-D)$$

where  $D(U) = \sum_i a_i \ln (U/U_i)$  is the non-linear dispersion variable measuring the effect of regional labor market imbalances on the national rate of wage inflation.  $D(U)$  is equal to zero if all regions have the same unemployment rate. This specification differs from Archibald's in that a proportional change in all unemployment rates would leave  $D(U)$  unchanged but not the variance of unemployment. It resembles Stoney and Thomas' specification in that  $D(U)$  and  $U$  *a priori* have the same coefficient. However, if the restriction of the same Phillips curve in all regions is relaxed, the value of  $b$  in equation (3-C) becomes

a weighted average of the slopes of the different regional Phillips curves. Its expected sign becomes indeterminate since a given distribution of regional unemployment could either raise or lower the national rate of wage inflation depending on the slope characteristics of the regional Phillips curves.



## chapter four

---

### REGIONAL PHILLIPS CURVES AND LABOR MARKET INSTITUTIONS

#### INTRODUCTION

This chapter considers two major issues of regional labor market adjustment. First, does the regional distribution of unemployment have a measurable effect on the overall relationship between wage changes and unemployment? Second, what role does imperfect competition in regional labor markets play in the persistent variance in regional unemployment rates?

The first section empirically examines the Phillips curve specifications that permit regional labor market imbalances to act as an independent source of wage inflation. These specifications were described in chapter three. The purpose of this exercise is to determine whether any scope exists for anti-inflationary policies which would alter the dispersion of regional unemployment rates. Two approaches have been used. One involves the incorporation of summary measures of regional imbalance into the estimation of the national Phillips curve. The other attempts to estimate a separate Phillips curve for each region.

The second section concentrates on one of the two hypotheses capable of explaining the similarity of interregional wage changes and the dissimilarity in regional unemployment rates. Here the conjecture is that an inflexible interregional wage structure impedes the regional transmission of aggregate demand impulses, so that some areas consistently price themselves away from full employment more than others. The possibility that wage changes in Ontario determine national wage changes is considered first. The historical behavior of the interindustry wage structure across regions is also checked for its consistency with this hypothesis. Finally, the institutional channel of collective bargaining is briefly explored for direct interregional wage linkages. The section

concludes with some speculative comment on how direct institutional wage linkage might spill over and influence other sectors in a region where no direct wage connection is observed. Chapter five will deal with the alternative hypothesis that regional differences in labor market efficiency in matching jobs and workers account for most of the variation in regional unemployment rates.

TABLE X  
Regional Unemployment Dispersion and the  
National Phillips Curve, 1953-70

Regression		K	$U_{NAT}$	$S^2$	$\dot{P}/P$	$\bar{R}^2$	D.W.	
(3-A)		6.190 (2.26)	0.42 (0.49)	-0.794 (-1.55)		0.18	0.47	
$\rho = 0.9$		8.56 (3.24)	-0.28 (-0.70)	-0.40 (-1.32)		0.23	1.02	
		2.57 (1.76)	0.261 (0.624)	-0.43 (-1.69)	1.33 (6.80)	0.84	1.72	
		K	$1/U_{NAT}$	$\frac{S^2}{U^3} \left( 1/U - \frac{S^2}{U^3} \right)$	$\dot{P}/P$	$\bar{R}^2$	D.W.	
(3-B)		0.097 (0.081)	9.22 (1.57)		1.4 (6.84)	0.805	1.35	
		3.98 (0.087)		9.04 (1.63)	1.47 (6.70)	0.81	1.34	
		-0.0202 (-0.016)	16.44 (1.66)	-35.43 (-0.91)	1.38 (6.59)	0.817	1.50	
		K	$\ln U_{NAT}$	$\frac{S^2}{2U^2} \left( \ln U - \frac{S^2}{2U^2} \right)$	$\dot{P}/P$	A	$\bar{R}^2$	D.W.
(3-B) <sup>1</sup>		5.83 (2.17)		-1.94 (-1.59)	1.48 (6.58)	-4.4 (-0.74)	0.77	1.31
		4.82 (2.39)	-1.78 (-1.56)		1.41 (6.91)		0.78	1.35
		7.45 (6.03)	-2.29 (-1.82)	-15.57 (-0.95)	1.41 (6.03)	-2.6 (-0.42)	0.77	1.56
		K	$\ln U_{NAT}$	D(U)	$\frac{\ln U - \ln U - 1}{\dot{P}/P}$	$\bar{R}^2$	D.W.	
(3-D)		12.8 (2.39)	-3.7 (-1.704)	-22.0 (-0.572)		0.05	0.37	
$\rho = 0.99$		12.1 (1.37)	-3.3 (-1.82)	-7.60 (-0.361)		0.58	1.14	
		12.5 (2.40)	-4.6 (-2.08)	-0.9 (-0.023)	3.4 (1.40)	0.11	0.30	
		14.6 (2.00)	-5.8 (-3.35)	6.2 (0.344)	3.2 (2.82)	0.63	1.07	
		7.69 (3.03)	-2.15 (-2.11)	-28.8 (-1.65)	1.35 (7.39)	0.80	1.52	
		7.70 (2.91)	-2.15 (-1.90)	-28.6 (-1.43)	0.03 (0.024)	0.79	1.53	



TABLE X (Continued)

	K	$1/U_{NAT}$	$1/U_{NAT} - \frac{S^2}{U^3} \frac{1/U_{ONT}}{1/U_{NAT}}$	$S^2/U^3$	$\dot{P}/P$	$\bar{R}^2$	D.W.
(3-C)	3.32 (0.743)	11.04 (1.72)	-2.68 (-0.75)		1.45 (6.65)	0.814	1.37
	1.05 (0.17)	15.72 (1.44)	-1.01 (-0.21)	-28.33 (-0.54)	1.4 (5.73)	0.818	1.48
	3.98 (0.87)		9.04 (1.63)	-3.11 (-0.83)	1.47 (6.70)	0.81	1.34

- NOTES: (1)  $S^2$  is the variance in regional unemployment rates defined as  $S^2 = \sum \alpha_i (U_i - U)^2$  where  $\alpha_i$  is the fraction of the total labor force in region  $i$ .
- (2) The dependent variable is the annual percentage change in average hourly earnings in all cases.
- (3)  $\dot{P}/P$  is the annual percentage change in the Consumer Price Index.
- (4)  $U$  or  $U_{NAT}$  refers to the national unemployment rate;  $U_{ONT}$  to the unemployment rate in Ontario.  $K$  is the constant term in the regression.
- (5) The numbers such as (3-A), (3-B), etc. refer to the specification that is similarly numbered and described in chapter three.
- (6) (3-B)<sup>1</sup> is a variant of (3-B). (3-B) assumes that the functional form of the Phillips curve is  $f(U) = a + b U^{-1}$  while (3-B) assumes it to have the form  $f(U) = a + b \ln U$ . The term  $A$  is equal to  $\ln U_{NAT} - \ln U_{ONT} - \frac{S^2}{2U^2}$  and is designed to pick up the particular influence of labor market conditions in Ontario on national wage scales. Its counterpart in equation (3-C) is the term  $1/U_{ONT} - 1/U_{NAT}$ . For a fuller account see the article by Thomas and Stoney (ref. Bibliography).
- (7)  $\rho$  is the Hildreth - Lu parameter and the Hildreth - Lu technique for handling autocorrelation has been used in the regressions indicated.
- (8)  $t$  - values are in brackets beneath the regression coefficients.  $\bar{R}^2$  is the adjusted  $R^2$  and D.W. is the Durban-Watson statistic.

### REGIONAL IMBALANCES AND REGIONAL PHILLIPS CURVES

Using annual data from 1953-70, Table X summarizes the results for the regression models which include the effects of regional dispersion in unemployment rates in the conventional Phillips curve formulation. There is clearly little support for the non-linear aggregation hypothesis. In Archibald's specification (equation (3-A), page 38), the variance variable emerges as marginally significant but with a negative sign. It also tends to dominate the unemployment rate variable which appears with a statistically insignificant positive sign. The equation implies that increased dispersion of regional unemployment rates would reduce the aggregate rate of wage change, an implication which is diametrically opposed to the non-linear aggregation hypothesis. This odd result may be rationalized if the variance variable is acting as a proxy for the extent of aggregate demand measures. As mentioned earlier, there is a strong positive correlation between the aggregate unemployment rate and the dispersion of regional unemployment rates. When aggregate demand is strong and exerts upward pressure on the rate of wage change, it is associated with a lower value for the

variance variable. This inverse relationship seems to be more systematic than that between the rate of wage change and the level of unemployment.

No better results are obtained by using the specifications suggested by either Thomas and Stoney or by Holt (equations (3-B) and (3-C) pp 39 and 41). In both instances the variable measuring the severity of regional labor market imbalances has an insignificantly negative coefficient. On the basis of aggregate Phillips curve evidence no noticeable influence of regional labor market imbalances on the national rate of wage increase can be detected. These results do not hint at the existence of an optimum distribution of regional unemployment that would minimize wage inflation.<sup>1</sup>

Before any faith can be placed in this conclusion it is important to consider the behavior which could be responsible for it. One possibility is that the linear Phillips curves in each region have similar slopes so that the distribution of regional unemployment is irrelevant to overall wage change. Another possibility is that evidence at an aggregate level may be obscured by aggregation bias which produces a misspecification of the regression equation. A crucial assumption in deriving these equations is that the slope of the Phillips curve in each region is identical. If this assumption is incorrect, so are most of the inferences about the effects of regional dispersion in an aggregate Phillips curve setting. In both cases there is a definite need to disaggregate and to look at the behavior of the Phillips curve at a regional level.

As discussed in chapter three and briefly reiterated here, Phillips curves fitted to regional labor markets fail to satisfy the most elementary requirements of regression analysis. There is an intractable simultaneity problem which can be satisfactorily handled only by the development of more complete regional models. Unemployment is not exogenous at a regional level because of the two-way cause and effect relationship between wages and unemployment and because interregional migration, and hence regional unemployment, respond to wage differentials. The same problem of exogenous variables continues to hold when additional variables, specifically consumer price changes and wage changes occurring in other regions, are introduced as determinants of regional wage changes. In view of these limitations, the regional Phillips curves presented here should be regarded as attempts to describe the dynamics of regional labor market adjustment rather than as structural or reduced form models of these markets.

For any region, the dependent variable in the regression analysis is the weighted average of average hourly earnings in mining, manufacturing and construction. Data restrictions limit the analysis to these three sectors. A wider range of activities could have been analyzed if average weekly wages had been used instead. This wage concept was rejected, however, because of its greater vulnerability to variation in the utilization of the work force. It would therefore measure less reliably the adjustment of actual wage rates to changes in demand

---

<sup>1</sup> Perhaps the most important imbalances are intraregional instead of interregional. The absence of unemployment rates at any intraregional level prevents the extension of these models in this direction.



than would average hourly earnings. On the other hand, while they are insensitive to changes in hours worked, weighted average hourly earnings do respond to shifts in industrial composition in a way that may be systematically related to the level of unemployment. If there is a transfer of labor from lower to higher paying activities during times of buoyant demand, the Phillips curve will reflect shifts in the composition of demand and output as well as any tendency for wage rates to rise at low levels of unemployment. In order to compare the process of wage adjustment in different regions, the relative influence of these two factors on average hourly earnings is assumed to be identical in all regions.

Since regional rather than industrial wage behavior is the main concern of this study, the separate wage responses of mining, manufacturing and construction to changes in regional unemployment rates are not examined. Regression coefficients for the regional Phillips curves should be interpreted as a weighted average of the sectoral coefficients that would result from this type of Phillips curve disaggregation. This raises another question in comparing interregional Phillips curves. If the Phillips curves for different regions are dissimilar, is this attributable solely to variation in industry Phillips curves and a variable composition of industry by region? If the answer were affirmative, the region would be an artificial unit of analysis and an inappropriate vehicle for studying wage adjustment. In all likelihood the answer is negative for, as Table XI indicates, wages in all three sectors have generally displayed similar rates of change in all regions. This evidence, together with an absence of marked divergences in regional industrial structure, makes it improbable that different industry weights could adequately account for regional Phillips curve diversity.<sup>2</sup>

Annual data are used to reflect the annual contract basis on which most wages are adjusted. The results of running quarterly regressions with the dependent variable equal to the overlapping four-quarter percentage change in wages and with one quarter of the annual wage adjustment assumed to occur every three months, were inferior to those using annual data and are not reported. Regressions were estimated originally over the period 1953-68 and subsequently over the longer period 1953-70 as new data became available. Those estimated over the longer period gave worse fits than those over the shorter interval; scatter diagrams revealed that the Phillips curve in all regions shifted outward during the years 1968-70. One explanation for this shift may be that it represents the impact of inflationary expectations on wage settlements. To account for this structural shift and to bridge the two time periods, a dummy variable *D* taking the value of unity for the years 1968-70 or, alternatively, from 1969-70 was used in all the equations. It is a crude way of allowing for the force of anticipatory wage responses which cannot be measured more directly. Attributing the shift in the Phillips curve to expectations, however, does not exclude the possibility of other factors at work.

---

<sup>2</sup> If regions A and B are compared for differences in their Phillips curves, a method of testing this hypothesis is to apply A's industrial sector weights to B's sectoral wage changes and compare the resulting Phillips curve for B with the outcome when the same wage variables are weighted according to B's industrial mix. This approach was not used in this study and merits further investigation.

The following Phillips curves specifications were tried in all provinces except Prince Edward Island:

- (1)  $\dot{W}_i = f(U, D)$  where  $D$  refers to one of two alternative dummy variables and  $U$  denotes the unemployment rate in either the  $i$ 'th region, the national unemployment rate  $U_{NAT}$ , or the unemployment rate in Ontario  $U_{ONT}$ .
- (2)  $\dot{W}_i = f(U_i, D, \dot{P}_i)$  where  $\dot{P}_i$  is the percentage rate of change of the Consumer Price Index (CPI) for the major city of the  $i$ 'th region.

TABLE XI  
Regional Phillips Curves, 1953-70

	K	D <sub>68-70</sub>	D <sub>69-70</sub>	U <sub>i</sub>	U <sub>NAT</sub>	U <sub>ONT</sub>	$\dot{P}_i$	$\dot{W}_{ONT}$	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland										
I	5.25 (1.73)	6.21* (2.24)		-0.12 (-0.57)					0.20	2.19
II	5.71 (1.96)		7.63* (2.39)	-0.15 (-0.68)					0.23	2.51
III	5.30 (1.25)	6.24* (1.80)		-0.12 (-0.54)			-0.02 (-0.02)		0.14	2.19
IV	3.32 (0.83)		7.18* (2.20)	-0.11 (-0.47)			0.99 (0.89)		0.22	2.58
V	4.67 (0.99)	6.53* (2.38)			-0.20 (-0.22)				0.19	2.25
VI	4.81 (1.12)	6.48* (2.36)				-0.30 (-0.28)			0.19	2.25
VII	-6.21 (-1.43)	-1.54 (-0.47)		0.16 (0.82)				1.85* (3.16)	0.52	2.86
Nova Scotia										
I	5.61 (2.13)	6.33* (4.46)		-0.28 (-0.72)					0.57	2.29
II	6.46 (2.36)		7.12* (4.05)	-0.37 (-0.91)					0.53	1.88
III	4.16 (1.76)	1.35* (2.37)		-0.38 (-1.14)			1.35* (2.37)		0.68	2.63
IV	4.21 (1.86)		3.31* (1.86)	-0.40 (-1.26)			1.42* (3.11)		0.71	2.60
V	6.18 (2.68)	6.61* (4.92)			-0.48 (-1.09)				0.59	2.28
VI	6.15 (2.95)	6.49* (4.87)				-0.63 (-1.20)			0.60	2.29
VII	-1.85 (-0.60)	2.46 (1.51)		0.24 (0.70)				0.95* (3.23)	0.75	2.84
New Brunswick										
I	8.31 (3.01)	3.40* (2.53)		-0.47 (-1.61)					0.40	2.48
II	8.73 (4.35)		5.39* (4.60)	-0.52 (-2.41)					0.65	2.00
III	6.49 (2.21)	1.87 (1.05)		-0.42 (-1.45)			0.83 (1.27)		0.42	2.48
IV	7.18 (3.06)		4.52* (3.32)	-0.45* (-2.07)			0.53 (1.22)		0.66	2.34
V	6.33 (2.75)	4.07* (3.03)			-0.46 (-1.06)				0.34	2.39
VI	6.05 (2.88)	3.96* (2.94)				-0.55 (-1.03)			0.34	2.37
VII	3.74 (0.86)	1.50 (0.77)		-0.20 (-0.58)				0.49 (1.32)	0.43	2.70



TABLE XI (Continued)

	K	D <sub>68-70</sub>	D <sub>69-70</sub>	U <sub>1</sub>	U <sub>NAT</sub>	U <sub>ONT</sub>	$\dot{P}_1$	$\dot{W}_{ONT}$	$\bar{R}^2$	D.W.
Quebec										
I	9.38 (5.38)	2.84* (3.12)		-0.71* (-2.84)					0.47	1.67
II	9.78 (5.37)		3.17* (2.80)	-0.75* (-2.86)					0.43	1.49
III	6.47 (3.83)	1.77* (2.20)		-0.51 (-2.41)			0.88* (3.03)		0.67	2.24
IV	6.45 (4.13)		2.29* (2.73)	-0.52 (-2.16)			0.97* (3.81)		0.71	2.53
V	8.19 (4.87)	2.65* (2.70)			-0.71* (-2.23)				0.39	1.69
VI	7.80 (5.07)	2.48* (2.52)				-0.85* (-2.20)			0.38	1.70
VII	3.40 (1.45)	-0.42 (-0.33)		-0.25 (-1.05)				0.68* (3.15)	0.68	2.60
Ontario										
I	7.76 (5.53)	4.44 (4.94)		-0.93* (-2.61)					0.66	1.78
II	8.21 (5.19)		4.79* (3.97)	-0.98* (-2.45)					0.56	1.69
III	5.60 (3.12)	3.57* (3.68)		-0.63 (-1.68)			0.56* (1.76)		0.70	2.26
IV	4.99 (2.77)		3.80* (3.53)	-0.65 (-1.45)			0.78* (2.63)		0.69	2.51
V	8.02 (5.14)	4.61* (5.08)			-0.74* (-2.50)				0.65	1.73
VI	—	—			—	—			—	—
VII	—	—			—	—			—	—
Manitoba										
I	7.74 (2.43)	5.06* (2.92)		-1.05 (-1.26)					0.35	1.28
II	8.69 (2.28)		3.07 (1.25)	-1.16 (-1.16)					0.16	1.14
III	2.22 (0.57)	1.68 (0.75)		-0.29 (-0.35)			1.59* (2.11)		0.48	1.72
IV	0.75 (0.20)		-0.71 (-0.33)	-0.07 (-0.09)			2.10* (3.38)		0.46	1.76
V	6.37 (2.07)	5.15* (2.88)			-0.49 (-0.85)				0.30	1.14
VI	5.37 (1.89)	5.07* (2.79)				-0.40 (-0.56)			0.28	1.14
VII	1.92 (0.36)	1.93 (0.69)		-0.27 (-0.27)				0.69 (1.37)	0.38	1.22
Saskatchewan										
I	11.10 (5.13)	5.17* (3.09)		-2.50* (-3.22)					0.45	1.80
II	11.15 (3.98)		3.42 (1.32)	-2.33* (-2.29)					0.17	1.57
III	5.36 (2.15)	1.49 (0.66)		-1.34 (-1.52)			1.75* (2.15)		0.56	2.29
IV	3.26 (1.08)		-0.94 (-0.42)	-0.78 (-0.90)			2.25* (3.56)		0.55	2.11
V	10.36 (3.27)	3.30* (1.79)			-1.14* (-1.91)				0.23	1.60
VI	9.06 (3.04)	3.07 (1.61)				-1.20 (-1.59)			0.18	1.55
VII	6.29 (2.05)	1.13 (0.46)		-1.90* (-2.50)				0.75* (2.03)	0.55	2.13

TABLE XI (Continued)

	K	D <sub>68-70</sub>	D <sub>69-70</sub>	U <sub>i</sub>	U <sub>NAT</sub>	U <sub>ONT</sub>	$\dot{P}_1$	$\dot{W}_{ONT}$	$\bar{R}^2$	D.W.
Alberta										
I	6.32 (2.29)	6.33* (3.17)		-0.69 (-0.85)					0.35	1.61
II	7.15 (2.73)		7.99* (3.52)	-0.89 (-1.14)					0.41	1.72
III	3.51 (0.97)	4.22 (1.59)		-0.22 (-0.25)			1.67* (3.11)		0.37	1.90
IV	3.04 (1.09)		5.97* (2.49)	-0.24 (-0.30)			0.98* (1.74)		0.48	2.17
V	7.37 (2.20)	6.29* (3.22)			-0.64 (-1.01)				0.37	1.61
VI	7.32 (2.42)	6.13* (3.16)				-0.85 (-1.11)			0.38	1.62
VII	-2.55 (-0.57)	0.82 (0.28)		0.51 (0.60)				1.18* (2.28)	0.50	2.40
British Columbia										
I	8.37 (3.92)	2.45 (1.61)		-0.64* (-1.82)					0.18	1.09
II	8.46 (4.24)		3.73* (2.21)	-0.65* (-1.99)					0.28	.68
III	4.84 (2.39)	-0.91 (-0.57)		-0.47 (-1.68)			1.67* (3.11)		0.49	1.39
IV	6.68 (1.45)		0.99 (0.26)	-0.79 (-1.21)			1.59 (1.47)		0.13	2.48
V	13.01 (2.64)	2.20 (0.77)			-1.61 (-1.73)				0.09	2.22
VI	12.80 (2.90)	1.81 (0.64)				-2.11* (-1.89)			0.12	2.29
VII	-1.33 (-0.22)	-5.58 (-1.33)		-0.19 (-0.29)				1.70* (2.42)	0.27	3.11

NOTES: (1) K denotes the constant term in the regression; D stands for a dummy variable; U<sub>i</sub> is the unemployment rate in the province listed; U<sub>NAT</sub> and U<sub>ONT</sub> are the national and Ontario unemployment rates respectively.  $\dot{P}_1$  is the annual percentage change in the CPI for each province's largest city and  $\dot{W}_{ONT}$  is the contemporaneous per cent rate of wage change in Ontario.

(2)  $\bar{R}^2$  is the adjusted R<sup>2</sup>; D.W. is the Durban-Watson statistic; t-values are in brackets beneath the regression coefficients.

(3) An asterisk is used to indicate significance of a variable at the five per cent level.

(3)  $\dot{W}_i = f(U_i, D, \dot{W}_{ONT})$  where  $\dot{W}_{ONT}$  is the percentage wage change in Ontario. Since Ontario has the largest labor market of any region and, as the industrial heartland, often pays the highest wages in a given sector, its rate of wage change is entered as a separate determinant of wage changes elsewhere. The significance of this variable and its dominance over the region's own unemployment rate would be consistent with the presence of strong institutional power in the labor market. This interpretation would be less convincing if the region's unemployment rate were an inaccurate gauge of excess labor supply within the region. The importance of market power, however, would be more credible if, given the dominance of  $\dot{W}_{ONT}$  over U<sub>i</sub>, Ontario's unemployment rate were to perform better than that of region i in explaining the latter's wage change.



The total of seven regressions for each of nine provinces is presented in Table XI. The first two regressions for each province in this table indicate that a province's own unemployment rate is a significant determinant of its rate of wage change for New Brunswick (though only for the 1969-70 dummy variable), Quebec, Ontario, Saskatchewan and British Columbia. Own unemployment rates were insignificant for Newfoundland, Nova Scotia, Manitoba, and Alberta.<sup>3</sup> As summarized by their unemployment rates, labor market conditions in these provinces do not have a measurable influence on their rate of wage gain.

Do conditions in external labor markets (i.e., outside the province) have more impact on provincial wage determination than the state of the province's own labor market? Apparently not, since replacing  $U_i$  either by  $U_{NAT}$  or  $U_{ONT}$  results in less ability to explain variation in the rate of wage change for almost all provinces. Nova Scotia and Alberta are the exceptions to this pattern and even in their cases the improvement in  $\bar{R}^2$  values is marginal and statistically insignificant. Wage changes in a province are closely related to internal labor market conditions and cannot be better explained by reference to conditions in labor markets elsewhere.

As a rule the dummy variables are statistically significant, with neither being obviously superior. Thus, the dummy for 1969-70 is insignificant only in Manitoba and Saskatchewan while that for 1968-70 is significant in all provinces except British Columbia. The 1968-70 dummy does better than its competitor in Saskatchewan, Manitoba, Ontario, Quebec and Nova Scotia: that is, in five out of nine provinces. In view of such provincial diversity, it is impossible to find a date (1968 or 1969) when expectations or other shift factors become an important source of wage change.

Price changes also seem important in explaining wage changes. The price variable is significant in all provinces except Newfoundland and New Brunswick, which suggests that labor supply may be governed much more by real than nominal wage changes. Generally, the introduction of prices into the regression equation also has the effect of reducing the size and significance of the unemployment rate coefficient. The responsiveness of nominal wage changes to the unemployment rate appears to be overstated when no allowance is made for concurrent changes in the cost of living. The size and significance of the dummy variable is also generally reduced by admitting the price variable, so that current price changes and the dummy variable may each be partially capturing the influence of expectational shifts on wage behavior.

The size of the price variable coefficient or, more precisely, its closeness to the value of unity, has both theoretical and policy interest. A long-run Phillips curve can be demonstrated to exist only if price increases are not fully reflected

---

<sup>3</sup> Although these results are omitted for the sake of brevity, substitution of the reciprocal of each province's unemployment rate for  $U_i$  gave generally worse fits. There was no evidence in any region for a non-linear Phillips curve in the range of observable experience.

in wage increases.<sup>4</sup> If the price coefficient is unity, there is no money illusion in labor markets, and no tradeoff between inflation and unemployment in the long run. In Table XI the price variable coefficient exceeds unity for Nova Scotia, the Prairie provinces and British Columbia; it is close to unity in Quebec and less than unity elsewhere. The variety in these results is puzzling, but it may only indicate the presence of measurement error in the price variable. In those provinces where the coefficient is greater than one, higher sustained rates of price increase may generate expectations of accelerating price inflation and wage increases which more than compensate for the actual price increase. Probably the divergence from unity should not be taken too seriously.

If wage change in Ontario is added as another explanatory variable, it tends to destroy the significance of the provincial unemployment rate. Only in Saskatchewan does the unemployment rate firmly retain its significance. While this result reflects the similarity in the amount by which average wages change across provinces, it does not clearly argue that external wage pressures are the dominant force in provincial wage determination. If Ontario's wages were the exclusive arbiter of wages in other provinces, Ontario's unemployment rate should perform better than that of the other provinces. Since such was not the case, it may be that Ontario's wage change is a better measure of the regional diffusion of aggregate demand changes than is the province's own rate of unemployment.

Even if the role of Ontario's wage change is correctly explained, identifiable regional groups can still be established on the basis of their wage responsiveness to unemployment. The Atlantic provinces exhibit the least degree of responsiveness, followed by Quebec, Alberta and British Columbia in an intermediate range with Saskatchewan, Manitoba and Ontario showing the most sensitivity. In terms of the hypotheses of chapter three, the insensitivity of wage changes to unemployment in the Atlantic provinces is consistent with the deficient demand explanation of unemployment. At the same time, New Brunswick's unemployment rate emerges as a significant variable in some specifications, while that for Nova Scotia falls just short of significance. These results tend to support the alternative explanation of differential labor market efficiency.

These features of the Atlantic provinces' Phillips curves lead to the conclusion that a better explanation for higher unemployment rates there would lie somewhere between the two extremes. Higher unemployment in the Atlantic provinces appears to involve a mixture of demand deficiency, and inefficiency in matching jobs and workers. If this is true, there is some scope for regional

<sup>4</sup> Consider a simply two-equation model of the wage-price spiral. Price changes  $\dot{P}$  are normally expressed in an equation of the form  $\dot{P} = a_1\dot{W} - a_2\lambda + C$  where  $\dot{W}$  represents wage change,  $\lambda$  is the trend rate of growth in total and labor productivity, and  $C$  is capacity utilization or the gap between potential and actual output. Wage changes appear as  $\dot{W} = b_1\lambda + b_2\dot{P}^E + g(u)$  where  $\dot{P}^E$  is expected price change and  $g(u)$  is the Phillips curve ( $g(u)^2 = u$  in Table XI). In a long-run equilibrium actual and expected price changes are equal,  $C$  equals zero, so combining both these equations gives  $\dot{P}^E = P = \frac{(a_1b_1 - a_2)\lambda + a_1 g(u)}{1 - a_1b_2}$  and, if  $a_1 = 1$  is empirically observed,  $P = \frac{(b_1 - a_2)\lambda + g(u)}{1 - b_2}$ .

If  $b_2 = 1$ , or wage increases respond completely to price increases, the long-run Phillips curve is vertical and real wages grow at the trend rate of growth in productivity.



policies affecting both the supply of, and demand for, labor in these areas. Moreover, the diversity in the regional Phillips curves implies that the assumptions underlying the aggregative tests of regional dispersion effects are incorrect. An aggregate Phillips curve as a device for diagnosing regional economic problems is probably a poor substitute for more disaggregated approaches.

Succeeding chapters are devoted to a closer examination of the relative importance of labor market inefficiency and demand deficiency as basic explanations for higher unemployment in the eastern regions. Whether regional wage emulation is responsible for demand deficiency in these regions is considered first.

## NONCOMPETITIVE WAGE BEHAVIOR

### *Wage Leaders*

A popular notion about regional market power is that wage changes in a given industry are determined by competitive demand pressures in a leading region and transferred by institutional channels to other regions where labor supply conditions warrant a smaller wage increase. The effect of this wage transmission process is higher-than-average unemployment of an involuntary nature in follower regions. The channels are usually identified as labor unions striving for wage parity or as governments and multi-regional companies seeking to maintain or create an image of a good employer.

Two methods of testing this notion are described in chapter three (equation 3-C and the text on p. 36). If, as some suspect, Ontario is the wage leader for the rest of the country, a Phillips curve equation using Ontario's unemployment rate should explain national wage changes better than one using the national unemployment rate. It is apparent from Table XII that the unemployment rate for Ontario does not do better than the national rate in explaining national wage changes. The same result occurs when an eastern Canada wage change and unemployment are substituted for the national figures. On the other hand, the results using the Ontario rate are not significantly inferior to those using an aggregate rate, so the test is inconclusive. A basic problem in this exercise is that a high degree of collinearity between the national and Ontario unemployment rates impedes easy detection of specific regional effects on national wage changes.

Alternatively, supposing the transfer process to be partial rather than complete the ratio of the national unemployment rate to that of Ontario should exert some positive effect on the rate of national wage increase. But Table XII shows that, this variable does not emerge as significant in the aggregate Phillips curve. Experiments with other plausible wage leaders (British Columbia and Ontario; Ontario and Quebec; British Columbia, Ontario and Quebec;) also failed to generate any support for the hypothesis that the unemployment rate of some regions relative to the national average is a significant determinant of aggregate wage changes. However, failure to detect imitative regional wage transfer at an aggregative level could easily result from the inappropriate as-

TABLE XII  
Regional Wage Transfers, 1953-70,  
(Manufacturing Sector)

Regression	K	P/P	log U <sub>ONT</sub>	log U <sub>NAT</sub>	U <sub>ONT</sub>	U <sub>NAT</sub>	$\bar{R}^2$	D.W.
(3-C) (1)	3.92 (2.40)	1.39 (6.50)	-1.47 (-1.37)				0.77	1.36
(2)	5.06 (2.42)	1.39 (6.79)		-1.89 (-1.61)			0.78	1.35
(3)	3.58 (2.69)	1.38 (6.47)			-0.41 (-1.45)		0.77	1.34
(4)	3.93 (2.82)	1.39 (6.75)			-0.339 (-1.061)	-0.37 (-1.64)	0.78	1.33

Regression	K	P/P	1/U <sub>ONT</sub>	1/U <sub>NAT</sub>	U <sub>EAST</sub>	log U <sub>ONT</sub>	log U <sub>EAST</sub>	$\bar{R}^2$	D.W.
(3-C) (5)	0.58 (0.54)	1.40 (6.56)	4.96 (1.29)					0.77	1.37
(6)	0.10 (0.08)	1.40 (6.83)		9.22 (1.57)				0.78	1.38
(7)	3.91 (2.42)	1.34 (5.67)			-0.335 (-1.37)			0.71	1.37
(8)	3.30 (2.21)	1.36 (5.57)						0.70	1.43
(9)	3.51 (1.92)	1.37 (5.61)				-1.17 (-0.96)		0.70	1.46
(10)	4.97 (1.97)	1.35 (5.68)					-1.74 (-1.27)	0.71	1.40

NOTES: (1) Except for the last four regressions, (7) - (10), the dependent variable is the annual percentage change in national average hourly earnings.

The dependent variable in the last four regressions is the percentage change in average hourly earnings for an aggregate of eastern provinces (Ontario and all provinces east of Ontario). U<sub>EAST</sub> is the corresponding unemployment rate variable. U<sub>NAT</sub> and U<sub>ONT</sub> are the national and Ontario unemployment rates respectively.

(3) P/P is the annual per cent change in the Consumer Price Index.

(3) (3-C) corresponds to the similarly number specification in chapter three, p. 41.

(4)  $\bar{R}^2$  is the adjusted R<sup>2</sup>; D.W. is the Durban-Watson statistic; t-scores are given in brackets beneath the regression coefficient

sumption that all regions have the same Phillips curve. If this condition is not met, and the previous section suggests it is not, the aggregate Phillips curve technique must be abandoned for more disaggregated approaches.

### *Wage Structures<sup>5</sup>*

To explain the interregional persistence of unemployment differentials requires a model containing both labor immobility and wage rigidity. The usual argument in the Canadian case is that non-market clearing wages set in regions

<sup>5</sup> With some editorial change this section is part of a larger study done for the Price and Incomes Commission by Stanley L. Engerman of the University of Rochester. This section includes Engerman's main empirical findings from his unpublished paper, *Regional Unemployment Differentials and Economic Policy*, 1971.



other than Ontario, create an artificial wage structure which generates “involuntary” unemployment in areas of persistently high unemployment. In the absence of impeded wage adjustments regional differentials in unemployment need not exist; and with sufficient labor mobility, they need not persist.

For a particular region, therefore, it may not be very fruitful to discuss whether the failure to achieve higher unemployment rates is due to structural characteristics or to aggregate demand failure. The failure of wages to adjust appropriately to provide fuller employment at some national level of aggregate demand is the issue for the region, at least in the short run. Lower wages should permit increased employment in export industries as demand is shifted from other regions, as well as an induced increment in residentiary (local) employment. In considering an individual region which can attract demand from elsewhere in the nation by appropriate wage adjustment, the usual Keynesian discussion can be put aside, since there is no reason to regard the wage level as exogenously determined.

This aspect of imperfect wage adjustment is crucial to understanding regional problems of unemployment and inflation. It is not necessarily true that this wage structure problem is “a bad thing”, once we allow for income distributional considerations. Yet, to the extent that the focus is upon unemployment rates, the effect of the wage structure needs to be discussed. The pattern to be explained is one of constant or converging relative wage levels at a time when differentials in unemployment rates among the regions remain relatively constant.

Several alternative explanations can account for this pattern, but all seem in some way incomplete or unsatisfactory. Some assumptions about the behavior of the wage setting units are generally necessary to explain this pattern. Thus, for example, it has been argued that labor unions bargain to maintain the same relative wage in each region, and not regional wage equality. The Canadian differential is frequently said to represent the outcome of a pattern of union bargaining behavior where unions strive to achieve the same growth rates for real wages in all locations. This variant would be most directly applicable to the manufacturing and mining industries where there is opportunity for nationwide bargaining. This type of pattern would spillover to affect the pattern of demand for local industries within each region. There are, however, several weaknesses in this explanation. Even if the union behavior pattern were accepted as correct, an issue which is still the focus of research, the hypothesis is restricted to the wage behavior of export industries and makes no statement about the behavior of wages in local industries. If one variant of this union-based explanation is used, in which Ontario is supposed to set the wage rates, which other regions follow, then wages in the non-unionized sectors would be expected to grow more slowly outside Ontario. The pool of labor presumably driven out of the export industries would find employment, at lower wages, in the local sector, so that the union-imposed wage pattern need not lead to differentially higher unemployment rates. It would, however, lead to the prediction of a wider structure of wages for those regions tied to the leader.

Analysis of the interregional structure of wages, as well as a comparison of interindustry wage structures within each region, should cast some light on the importance of noncompetitive labor market adjustment within Canada. Preliminary analysis, however, suggests that the pattern is sufficiently complex to require much more research in order to make sense of it. The following represents something of an empirical search process and does not fully detail an articulated model of interregional and intraregional wage structures, although such a model would certainly be a useful starting point in trying to explain how labor markets function and demand increases are diffused. A second *caveat* relates to possible data imperfection, and the prospect that alternative data sources would yield somewhat different answers. A fuller examination of the data source problems and tests with alternative series would be advisable to check on reliability of empirical results.

The series on average weekly wages and salaries for one-digit industries, which contains data for various subdivisions within each industry, used in conjunction with the related employment series to describe wage structures for the period 1957-1967. Wage structures within a region (by industry) and those within given industries by region are measured and changes within these structures are examined. Certain expectations about these wage structures and their changes arising from hypotheses of labor market adjustment are checked for consistency with this data. Several simple comparisons are made: some use all five regions in Canada, while others are restricted to descriptions of the Atlantic Provinces and Quebec *vis-à-vis* Ontario.

During 1957-67 the composite industrial wage of the Atlantic Provinces relative to that of Ontario remained almost constant, while in Quebec it converged slightly after the first few years of constancy. In comparing composites, it is useful to distinguish the characteristics which hold for each sector from those which are attributable to the variable weighting of diverse industrial components. From a one-digit breakdown it is evident that the industrial composite reflects a pattern observable in each industrial category separately, and is not solely due to different regional weighting of the categories. Table XIII compares relative wages for the Atlantic Provinces *vis-à-vis* Ontario for eight industries. With the exception of forestry, for which the Atlantic Provinces had a low rate of wage increase, the other sectors have relatives which fall in a somewhat narrow band around the composite wage relative. For each year a range of plus or minus ten percentage points around the composite relative of 80 will include all sectors. This range may seem fairly wide, but it does mean that in 1967, for example, no sector (except forestry) in the Atlantic Provinces had a wage 86 per cent more or 71 per cent less than in Ontario. At this level it is hard to see any relationship between the nature of market served and the wage relative, although the ranking of relatives by industry has shown some changes over the period. However, while the wage structures in Ontario and the Atlantic Provinces have shown some small tendency to change, it is within a pattern of relative stability in interregional wage differentials, and a wage differential which shows no marked tendency to vary industry by industry.



TABLE XIII

Wages in Atlantic Provinces and Quebec Relative to Ontario, Eight One-Digit Industries, 1957-67

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
Forestry.....	72.3	67.8	65.2	69.2	69.2	69.2	74.0	72.4	66.3	58.6	56.6
Atlantic.....	78.7	73.2	65.9	68.6	74.3	77.3	89.0	91.0	93.0	101.2	94.0
Quebec.....											
Mining.....	79.5	80.8	74.8	78.7	77.1	80.7	88.2	89.1	88.6	89.0	85.6
Atlantic.....	96.4	93.7	93.0	94.2	94.8	97.1	98.4	99.2	98.5	97.4	93.4
Quebec.....											
Manufacturing.....	82.0	79.5	79.3	79.8	78.0	77.1	76.2	75.9	75.7	76.6	76.8
Atlantic.....	88.9	89.3	88.7	89.3	89.2	89.2	88.7	88.5	88.0	89.6	90.1
Quebec.....											
Construction.....	72.6	71.3	73.0	76.8	81.3	80.0	78.5	75.7	72.1	73.7	73.2
Atlantic.....	88.7	90.5	91.7	93.0	97.5	99.3	98.0	98.9	96.1	96.7	101.7
Quebec.....											
Transportation and Communication.....	81.6	78.9	79.2	81.5	80.7	81.0	81.5	80.8	80.9	79.9	81.6
Atlantic.....	96.8	95.9	97.3	95.8	94.7	95.3	96.1	96.0	97.4	99.9	98.8
Quebec.....											
Trade.....	76.8	78.8	78.2	78.2	78.6	79.1	79.2	80.3	81.5	81.8	82.7
Atlantic.....	93.4	95.1	95.2	94.9	94.7	96.3	96.9	97.9	98.5	97.2	97.5
Quebec.....											
Finance, Insurance and Real Estate.....	89.3	89.8	89.9	89.0	87.6	86.4	86.3	86.5	85.7	85.0	85.0
Atlantic.....	101.0	101.2	102.0	101.7	100.9	99.6	99.3	99.9	97.5	97.9	97.8
Quebec.....											
Service.....	73.5	77.8	76.8	76.0	74.1	73.0	71.9	73.1	73.0	73.2	70.6
Atlantic.....	99.2	94.8	94.8	95.6	95.4	95.6	95.1	95.8	98.1	100.6	103.9
Quebec.....											
Industrial Composite.....	81.2	79.6	78.7	80.4	79.9	79.7	80.4	79.9	79.5	80.3	80.3
Atlantic.....	92.6	92.6	92.4	92.7	93.1	93.5	93.9	94.0	93.9	95.4	95.6
Quebec.....											

SOURCE: Statistics Canada, Ottawa, *Wages, Employment and Hours of Work*, various issues.

In Table XIV the manufacturing sector displays the same basic similarity in wage relatives. That is, of the seven major sub-groups within manufacturing for which a comparison can be made in 1967, four fall within a range of seven percentage points around the industrial composite. The exception is the pulp and paper industry, in which the Atlantic Provinces have a higher wage than does Ontario throughout the decade under study. Thus for manufacturing as for all industries, the broad generalization can be made that lower wages in the Atlantic Provinces are a result of characteristics of the region and its labor force, and are not significantly attributable to a difference in industrial composition. Furthermore, there have been no marked changes in relative wage structures during this period, despite minor variations between the two regions.

The comparison of Quebec with Ontario yields a similar set of conclusions, and, if anything, an even narrower dispersion in industrial wage relatives between the regions. For most years a range of plus or minus five percentage points around the all-industry composite would capture all major industries except forestry. The tendency toward convergence of Quebec's wage relative can be seen in most industries, suggesting again that what is true for the industrial composite is also true for its components. There have been, of course, some minor changes in the ordering of relatives *vis-à-vis* Ontario, but the overall pattern shows wages in all industries in both provinces moving roughly together. Within the manufacturing sector, the relative wage for fifteen of the nineteen sectors available for comparison falls within a range of plus or minus ten percentage points, and the four exceptions all have relatively higher wages in Quebec than in Ontario. (Thus, in this instance, Quebec's industrial composite reflects the greater weight of the relatively lower paying industries in its industrial structure.) And, in three of these four cases Quebec's wage rate has grown more rapidly than that in Ontario. In Quebec the mild convergence of manufacturing wage rates, with basically similar rates of growth in each industry *vis-à-vis* Ontario, has occurred with a relatively slower growth in manufacturing employment than in Ontario, a difference which is most pronounced in the relatively high wage and rapidly growing durable goods sectors.

In the absence of more information and a detailed model it is difficult to make many meaningful statements based upon these data. To the extent that unemployment differences persist among the regions, the situation may be attributable to the failures of wages to adjust in regions of higher unemployment. Yet, contrary to several of the arguments offered earlier, the structural comparisons for this period do not point specifically to any industry in which wages have deviated greatly from those of other industries in the same region. It is possible, of course, that small differentials have large effects, and the absence of a model precludes any comparison of actual with ideal inter and intra-industry adjustments. Moreover, even though there has not been too pronounced movements in the relative wages by industry across the country, there is still enough variation to create problems in trying to understand the issue of wage diffusion among the provinces, even at a high level of aggregation.



TABLE XIV

Wages in Atlantic Provinces and Quebec Relative to Ontario, Two-Digit Manufacturing, 1957-1967

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
All Manufacturing.....	82.0	79.5	79.3	79.8	78.0	77.1	76.2	75.9	75.7	76.6	76.8
Atlantic.....	88.9	89.3	88.7	89.3	89.2	89.2	88.7	88.5	88.0	89.6	90.1
Quebec.....											
Food & Beverages.....	68.2	66.5	66.8	66.6	65.1	64.8	65.0	65.3	65.7	65.6	65.4
Atlantic.....	96.3	96.1	96.5	95.8	96.0	94.7	94.9	95.6	95.4	95.2	95.1
Quebec.....											
Tobacco.....											
Atlantic.....	117.6	115.9	119.2	120.6	116.3	124.4	121.8	120.2	113.0	114.5	115.4
Quebec.....											
Rubber.....											
Atlantic.....	80.8	82.9	80.9	82.6	81.7	78.8	80.1	79.3	79.2	79.1	82.2
Quebec.....											
Leather.....											
Atlantic.....	81.9	81.6	83.8	84.7	86.5	87.6	88.6	88.7	89.5	88.3	88.8
Quebec.....											
Textile.....											
Atlantic.....	93.9	84.9	92.0	92.6	94.8	96.6	97.2	96.7	97.5	95.5	94.8
Quebec.....											
Knitting.....											
Atlantic.....	105.9	92.8	92.7	94.5	93.9	95.0	95.4	95.2	92.0	95.9	95.9
Quebec.....											
Clothing.....											
Atlantic.....	86.4	88.1	86.8	87.6	88.4	89.6	90.7	86.6	87.7	88.8	89.9
Quebec.....											
Wood.....											
Atlantic.....	76.5	74.6	75.3	75.4	73.9	73.4	74.8	74.9	77.0	75.7	75.1
Quebec.....	89.7	88.3	85.9	87.8	87.7	87.6	88.7	90.5	90.5	91.4	91.8
Furniture.....											
Atlantic.....	91.5	91.9	91.8	92.6	93.3	93.3	92.9	93.0	91.6	92.9	92.7
Quebec.....											

TABLE XIV (Continued)

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
Paper.....	109.0	102.6	105.0	105.1	105.5	104.0	103.2	104.2	104.2	106.4	105.1
Atlantic.....	109.0	102.6	105.0	105.1	105.5	104.0	103.2	104.2	104.2	106.4	105.1
Quebec.....	101.8	100.5	101.1	101.6	102.6	102.3	102.6	104.2	104.3	104.8	104.0
Printing.....	75.2	76.5	75.3	76.6	76.9	76.5	75.7	74.5	74.9	75.7	75.6
Atlantic.....	75.2	76.5	75.3	76.6	76.9	76.5	75.7	74.5	74.9	75.7	75.6
Quebec.....	95.0	95.9	95.2	95.5	95.2	95.8	95.6	93.9	96.5	97.8	97.3
Primary Metal.....	91.5	94.0	95.0	95.1	96.1	97.5	92.8	92.1	88.5	89.4	86.1
Atlantic.....	91.5	94.0	95.0	95.1	96.1	97.5	92.8	92.1	88.5	89.4	86.1
Quebec.....	92.2	97.6	96.6	98.2	98.7	99.1	99.8	99.6	98.2	101.1	101.0
Metal Fabrications.....	84.2	84.1	83.0	82.3	83.5	81.2	82.3	81.8	82.4	81.8	82.9
Atlantic.....	84.2	84.1	83.0	82.3	83.5	81.2	82.3	81.8	82.4	81.8	82.9
Quebec.....	99.7	98.7	99.4	97.6	98.3	99.4	98.9	98.1	98.4	98.3	98.6
Machinery.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Atlantic.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Quebec.....	97.3	93.1	99.9	95.2	95.5	94.3	92.9	93.5	92.6	93.7	93.9
Transportation Equipment.....	80.3	77.4	78.6	78.9	74.6	73.6	71.5	73.1	70.5	73.9	75.2
Atlantic.....	80.3	77.4	78.6	78.9	74.6	73.6	71.5	73.1	70.5	73.9	75.2
Quebec.....	96.6	97.2	98.0	98.4	96.7	93.2	91.8	92.2	90.7	95.1	95.9
Electrical Equipment.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Atlantic.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Quebec.....	97.2	98.9	100.2	100.8	104.1	104.9	105.0	105.1	105.7	108.2	105.9
Non-Metallic Mineral Products.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Atlantic.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Quebec.....	96.2	95.1	93.8	93.5	96.1	97.1	97.8	99.0	99.4	98.5	96.3
Chemicals.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Atlantic.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Quebec.....	95.8	95.6	97.5	97.6	97.5	98.8	99.4	99.3	98.4	98.2	98.0
Miscellaneous.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Atlantic.....	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Quebec.....	90.1	90.1	89.9	90.6	90.5	92.5	92.6	91.2	91.5	91.3	90.7

SOURCE: Ottawa, Statistics Canada, *Wages, Employment and Hours of Work*, various issues.



In assessing the relationship between regional and industrial wage changes a useful measure is the coefficient of variation. Unweighted coefficients of variation have been computed for the five major regions and the eight one-digit industrial sectors for each year from 1957 to 1967. They are presented in Table XV. A constant coefficient of variation over time is consistent with equal growth rates in wages, a declining coefficient with higher growth rates in classes below average in the first year, and an increasing coefficient with higher growth rates in those classes with initially higher levels. The rankings of industrial wages by region and of intra-regional wages by industry have not shifted markedly over time, so that the measured coefficients permit statements about the relationship between initial year levels and subsequent growth rates, and are not attributed solely to offsetting movements in the variables.

The simple model of wage diffusion discussed in the preceding section—that of transmission via bargained behavior in the manufacturing sector—has several implications which can be examined using these coefficients of variation. First, it would be expected that the manufacturing wage structure is less dispersed than that of other sectors in which the interregional linkages are not so clear. Second, it would be expected that, over time, the manufacturing wage structure would become less dispersed than that in other sectors. Third, Ontario, as the region of fullest employment, would tend to have a less dispersed wage structure than regions of higher unemployment. Fourth, as a result of the presumed differences in wage setting in manufacturing and other sectors, the Ontario wage structure would remain less dispersed over time than that of other regions where dispersion would tend to increase. Fifth, if the spillover hypothesis were applicable at the regional level, the pattern of change in the manufacturing coefficients would be a good predictor of the pattern of change in other industries.

Briefly the tests point to a somewhat more complex pattern. The coefficient of variation for wages in manufacturing is, for most years, not much less than in the other one-digit industries, and in several years is actually above that in the “non-linked” residentiary industries. Over time the manufacturing wage structure has tended to widen somewhat, while in other sectors it has converged. This suggests that whereas within manufacturing there has been a positive correlation between 1957 wages levels and their rates of growth from 1957-67, for other sectors the pattern has been reversed with the lower wage regions experiencing a more rapid increase in wages. This pattern is somewhat unexpected, since the simple “spillover” hypothesis suggests that wage changes in the two composites should have been correlated. Even if there were no direct spillover affecting bargaining behavior, a lower rate of wage increase in the residentiary industries for a given set of manufacturing wage changes might have been anticipated since the “disequilibrium” change would have increased the pool of workers entering those industries. Thus the data indicate both a weak spillover and, more peculiarly, a greater relative increase in residentiary wages in the lower wage, higher unemployment regions.

TABLE XV

## A. Coefficients of Variation of One-Digit Industry Wages, By Region

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
Atlantic Provinces.....	0.17	0.16	0.15	0.16	0.16	0.17	0.19	0.19	0.19	0.21	0.21
Quebec.....	0.16	0.16	0.17	0.17	0.16	0.16	0.16	0.15	0.16	0.15	0.18
Ontario.....	0.18	0.18	0.18	0.17	0.16	0.16	0.16	0.16	0.17	0.17	0.18
Prairie Provinces.....	0.25	0.25	0.24	0.24	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.27	0.27
British Columbia.....	0.17	0.17	0.17	0.18	0.18	0.18	0.18	0.19	0.21	0.24	0.25

## B. Coefficients of Variation of Regional Wages in One-Digit Industries, By Industry

Forestry.....	0.19	0.22	0.25	0.24	0.19	0.23	0.21	0.21	0.25	0.28	0.28
Mining.....	0.12	0.12	0.14	0.13	0.13	0.13	0.11	0.11	0.10	0.12	0.12
Manufacturing.....	0.09	0.10	0.11	0.10	0.11	0.11	0.12	0.12	0.13	0.12	0.13
Construction.....	0.17	0.15	0.15	0.14	0.13	0.12	0.13	0.15	0.17	0.20	0.19
Transportation and Communication.....	0.09	0.10	0.11	0.10	0.10	0.09	0.09	0.10	0.11	0.11	0.09
Trade.....	0.12	0.11	0.11	0.11	0.11	0.10	0.10	0.12	0.10	0.15	0.09
Finance, Insurance and Real Estate.....	0.05	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
Service.....	0.13	0.11	0.12	0.13	0.13	0.13	0.14	0.14	0.15	0.15	0.16



The coefficients of variation indicate that, except for the Prairies, the regional wage structures have experienced equal dispersion around their mean levels. This is the general pattern through the mid-1960s, after which there has been some widening in the Atlantic provinces (due to the behavior of the forestry wage) and in British Columbia. Comparing Quebec and Ontario, however, reveals little tendency toward change over time, Quebec's wage structure having shown less dispersion than that of Ontario if anything.

Unfortunately, the pattern is too obscure for drawing any hard conclusions. Most puzzling, perhaps, are the wage changes in the trade and service sectors in Quebec and the Atlantic provinces relative to those in manufacturing. Within the Atlantic Provinces there is some decline in the manufacturing relative (from 82 to 77), contemporaneous with an increase in the trade relative and a lesser decline in the "catch-all" service sector. In Quebec, wages in both manufacturing and in the trade and service sectors increased relative to Ontario, at a time of slower growing employment and relatively higher unemployment rates. Although these measures are very crude and certainly do not point to any strong patterns, consideration of the relationship between wage and employment changes does indicate that there is sufficient connection between regional wage changes to make substantial reductions in unemployment rate differentials difficult. Exactly why this should be true is an issue deserving of much more study since few of the *ad hoc* answers proposed for this pattern seem capable of explaining the rather peculiar set of outcomes.

## AN ALTERNATIVE VIEW OF INTRAREGIONAL WAGE TRANSMISSION

The previous section relied on a particular labor market model to predict how labor market imperfections might influence the distribution of wages within a region. It can be described as a wage-push model of the labor market in which the introduction of a wage distortion (the imposition of a higher than market-clearing wage) in some sectors has increase the supply of labor and lower wages in other sectors. No evidence supporting the operation of this wage structure phenomenon was found in the high unemployment regions.

While this finding poses some puzzles, it is possible that labor market imperfections work in a different way. This section describes a wage-pull model of the labor market in which labor market imperfections have less impact on the structure of regional wages and more on the level of regional unemployment. While it goes part of the way in rationalizing the results of the previous section, it should be regarded as a tentative explanation pending empirical confirmation. While some of the evidence offered in chapter five on differential labor market efficiency is consistent with this view, more information would be needed to determine the accuracy of this alternative description of the interregional wage transmission mechanism.

The main feature of the model involves the interaction of a particular labor market's imperfections with the operations of other labor markets where im-

perfections are absent. There is some factual basis for believing that imperfections exist and that existing forms of institutional wage setting contribute to the rigidity of the interregional wage structure. Federal and provincial governments are sympathetic to the principle that equal pay should be granted for equal work, no matter where performed. In several instances multi-regional companies, including Crown Corporations, have adopted a wage policy of granting the same percentage rate of pay increase to all their employees regardless of location. Table XVI presents a regional breakdown of the average annual rates of wage increase paid by a sample of large multi-regional companies. The closeness of the percentage wage increase over long periods of time across regions is very striking. Furthermore, there are cases on record of regionally emulative labor unions having sufficient bargaining power in one province to achieve wage gains which equal or even surpass those won by workers elsewhere.

TABLE XVI  
Negotiated Wage Increases of Multi-Provincial Companies

Company	Plant Location: Province	Years	Average Annual Wage Change (per cent)
(20a)	Prince Edward Island	1954-66	4.01
(20b)	Quebec	1954-66	3.90
(20c)	Quebec	1954-66	3.90
(20d)	Ontario	1954-64	3.88
(20e)	Ontario	1954-66	3.82
(20f)	Manitoba	1954-66	3.90
(20g)	Alberta	1954-66	3.90
(20h)	British Columbia	1954-66	3.78
(21a)	Ontario	1954-69	5.75
(21b)	Manitoba	1954-69	5.61
(21c)	Alberta	1954-69	5.61
(21d)	Alberta	1954-69	5.61
(21e)	Saskatchewan	1954-69	5.34
(21f)	Saskatchewan	1954-69	5.61
(21g)	British Columbia	1954-69	5.76
(22a)	Nova Scotia	1953-69	5.99
(22b)	Ontario	1953-69	5.86
(22c)	Manitoba	1953-69	5.99
(22d)	Alberta	1953-69	5.99
(22e)	Alberta	1953-69	5.99
(22f)	British Columbia	1953-69	5.84
(23a)	New Brunswick	1953-69	10.71
(23b)	Quebec	1953-69	5.38
(23c)	Quebec	1958-69	4.80
(23d)	Ontario	1953-69	5.38
(23e)	Ontario	1953-69	4.99
(23f)	Ontario	1956-69	5.29
(23g)	Manitoba	1953-69	5.38



TABLE XVI (Continued)

Company	Plant Location: Province	Years	Average Annual Wage Change (per cent)
(23h)	Alberta	1953-69	5.38
(23i)	Alberta	1956-69	5.29
(24a)	Quebec	1954-69	6.48
(24b)	Ontario	1954-69	5.94
(24c)	Ontario	1954-69	5.77
(24d)	British Columbia	1954-69	5.37
(24e)	British Columbia	1954-69	5.53
(12a)	Quebec	1953-61	3.65
(12b)	Ontario	1953-61	3.65
(13a)	Quebec	1954-70	4.66
(13b)	Quebec	1954-70	4.44
(13c)	Quebec	1960-70	4.32
(13d)	Ontario	1954-70	4.37
(13e)	Ontario	1960-70	3.89
(13f)	Quebec	1954-70	4.15
(14a)	Ontario	1953-67	4.59
(14b)	Ontario	1953-67	4.59
(14c)	Ontario	1953-67	4.59
(14d)	Quebec	1953-67	4.59
(15a)	Manitoba	1961-69	5.34
(15b)	Saskatchewan	1961-69	5.07
(15c)	Alberta	1961-69	5.36
(15d)	Ontario	1961-69	6.49
(16a)	Quebec	1953-66	4.90
(16b)	Quebec	1953-69	5.84
(17a)	Quebec	1954-71	6.62
(17b)	Ontario	1954-71	6.36
(17c)	Ontario	1954-71	6.34
(17d)	Ontario	1954-59	5.18
(18a)	British Columbia	1956-68	3.67
(18b)	Ontario	1956-68	4.29
(18c)	Ontario	1959-68	3.53
(18d)	Alberta	1962-68	3.11
(18e)	Quebec	1964-68	3.69
(19a)	Ontario	1953-66	3.20
(19b)	Ontario	1953-66	3.20
(19c)	Ontario	1960-66	1.36
(19d)	Ontario	1953-66	3.20
(1)	Multi-Prov.	1953-66	5.26
(2)	Multi-Prov.	1953-67	4.12
(3)	Multi-Prov.	1953-67	4.92

TABLE XVI (Continued)

Company	Plant Location: Province	Years	Average Annual Wage Change (per cent)
(4a)	Ontario	1954-67	5.79
(4b)	Quebec	1954-68	4.21
(4c)	Quebec	1954-67	4.69
(5a)	Ontario	1961-70	1.56
(5b)	Ontario	1961-70	1.56
(5c)	Ontario	1961-70	1.55
(5d)	Ontario	1961-70	1.43
(5e)	Quebec	1961-70	1.57
(5f)	Quebec	1961-70	1.73
(5g)	Quebec	1961-70	1.70
(5h)	Quebec	1961-70	1.85
(5i)	Quebec	1961-70	1.56
(6a)	Ontario	1955-70	5.87
(6b)	Ontario	1955-70	5.87
(6c)	Ontario	1955-70	5.87
(6d)	Ontario	1955-70	5.87
(6e)	Ontario	1955-70	5.87
(6f)	Ontario	1955-70	5.87
(6g)	Ontario	1955-70	5.87
(6h)	Quebec	1955-70	5.87
(6i)	Manitoba	1955-70	5.87
(7a)	Quebec	1953-68	4.98
(7b)	Nova Scotia	1953-68	5.41
(7c)	Quebec	1953-68	4.98
(7d)	Quebec	1953-68	4.98
(8a)	Saskatchewan	1953-61	5.14
(8b)	Manitoba	1953-55	3.03
(9)	Multi-Prov.	1953-65	2.88
(10)	Multi-Prov.	1955-65	4.59
(11)	Multi-Prov.	1954-68	3.33

SOURCE: Unpublished data, Department of Labor, Ottawa.

NOTE: To preserve confidentiality, the identity of the 24 companies sampled is not disclosed.

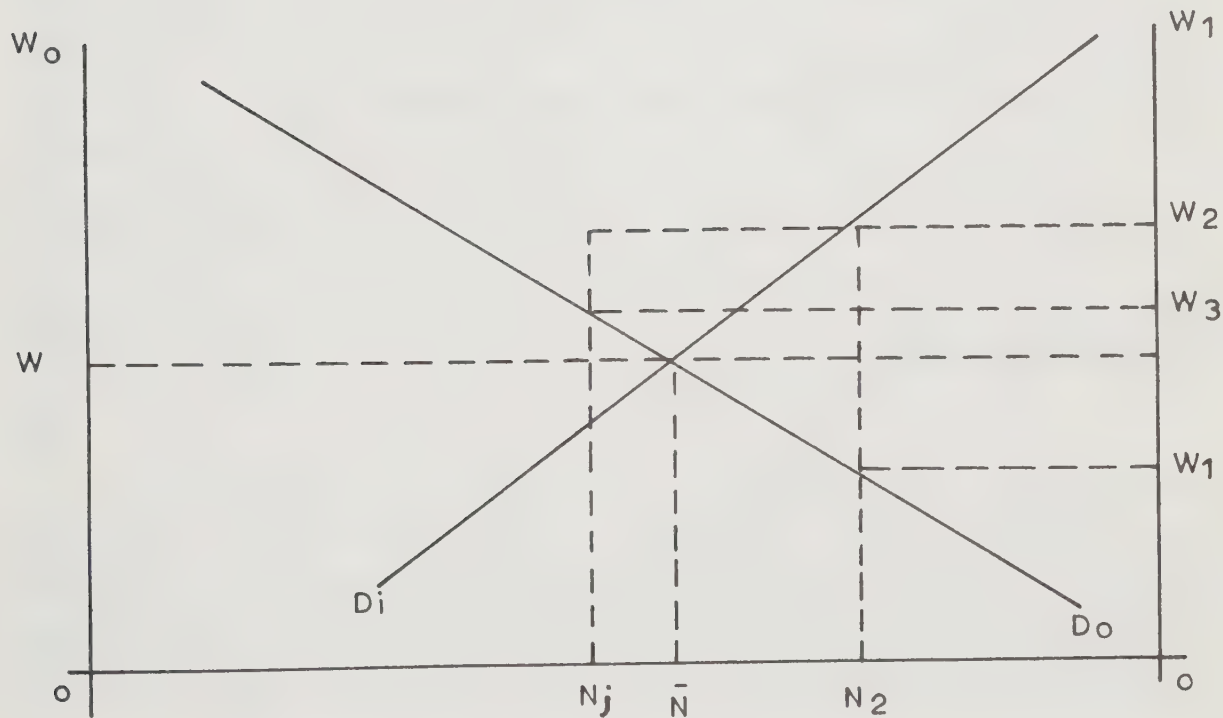
Since unions, governments and multi-regional companies probably employ well under one half the labor force in each region, it is uncertain how these institutions affect other wage settlements in a region. The wage-push model implies that the result of these settlements will be lower wages. This prediction is contradicted, however, by the closeness with which average earnings move interregionally and the results of the preceding section. What appears as a "missing link" in the wage transmission chain has to some extent been supplied by the recent development of job search models of unemployment. These suggest that institutionally determined wage patterns which create a small but



significant number of attractive high-paying jobs will exert pressures for expanded turnover in lower paying jobs with the effect of pulling up wages in the latter. Higher turnover in the labor force will result, *ceteris paribus*, in higher unemployment rates for the region.

This transmission mechanism can be illustrated with the aid of a two-sector diagram (Figure 5) in which the horizontal axis measures the fixed homogeneous regional labor force  $O - O'$ ,  $D_i$  depicts the demand for labor in those sectors where wages are determined by outside institutional forces, and  $D_o$  measures labor demand in all other sectors. Without institutional forces, wages in both sectoral groups would clear at the full employment wage level  $W$  with  $O - \bar{N}$  workers employed in the institutional sector and  $O' - \bar{N}$  in the other. At these employment levels, job turnover is such that new hires offset quits. Assume that imperfect competition imposes a higher wage of  $W_2$  in the institutional sector. As a result of this, higher wage employment in this sector will decline to  $O - N_2$ . The wage-push model implies  $\bar{N} - N_2$  workers will be forced to seek employment in the noninstitutional sector at the lower wage  $W_1$ . Were this to happen the wage gap  $W_2 - W_1$  would make it profitable for some workers to quit their jobs in the low wage sector and wait for a job opening in the high wage sector. There would be an excess supply of applicants for high wage jobs as indicated by the difference between the supply of, and demand for, workers, at the institutional sector wage  $W_2$ .  $N_3 - N_2$  members of the labor force would be unemployed say and wages in the noninstitutional sector would be forced to the higher level  $W_3$  as employers were required to pay more in order to retain their labor force. In equilibrium expected wages would be equal in each sector and the unemployment rate would adjust to preserve this equality of expected wages. Expected wages in the institutional sector would be a function

FIGURE 5  
Regional Wage Transmission



of higher wages there discounted by the probability per period of being unemployed. This probability in turn would depend on the number of surplus applicants and turnover in the high wage sector.<sup>6</sup>

The essential components of this view of regional labor markets can be incorporated into a simple algebraic model. Although expressed here in terms of a partial comparative dynamics equilibrium, it could easily be reformulated along the lines of comparative statics, as in Figure 5, if the objective was to examine wage and employment levels instead of their rates of change. As before, the model assumes two sectors: a high paying one in which wages changes are determined institutionally at rates in excess of those required to clear the regional labor market, and a lower paying one in which the supply of and demand for labor are the principal influences on both the level and the rate of change of wages.

Percentage wage changes in the institutional sector occur at an exogenous rate  $\alpha$  and partially determine a given rate of employment growth  $\gamma$  in this sector. The other major determinant of employment growth in this sector is the rate of growth of output or demand, which is also assumed to be exogenously given.  $\gamma$  is defined as the rate of growth of employment opportunities and includes demand for new workers due to attrition of old employees as well as increases in employment levels. Because this is the high wage sector, attrition is assumed to consist mainly of retirements or migration out of the region. Whatever voluntary or involuntary separations do occur in this sector are assumed to have an insignificant effect on the region's unemployment rate.

Wage changes in the noninstitutional sector respond to a mixture of supply and demand forces which are caught in the following reduced-form equation:

$$\dot{W}_0 = a + b t_0 \quad (4-A)$$

The constant term  $a$  reflects the influence of changes in the demand for labor, including the outward shift of demand due to growth in final demand, and movements along the demand curve at a constant growth in final demand which depend on the ease of recruiting labor from other sectors. The elasticity coefficient  $b$  measures the influence of the rate of labor turnover  $t_0$  on wage changes and its size depends on the elasticity of labor demand in this sector.

Turnover in the low wage sector, expressed as a fraction of employment in that sector, is responsive to the expected wage gains associated with quitting and seeking work in the high wage sector. Since there is an excess supply of labor in the high wage sector the expected wage gain is the product of this sector's wage and the probability  $p(t)$  of obtaining work there. Thus the expected earnings differential is:

$$\left\{ \frac{p(t) (1 + \alpha) \bar{W}_1 - (1 + \dot{W}_0) \bar{W}_0}{(1 + W_0) W_0} \right\} \quad (4-B)$$

where  $\bar{W}_1$ ,  $\bar{W}_0$  are the original wage levels in the institutional and noninstitutional sectors respectively. For simplicity only the current expected differential is assumed to influence turnover and any costs associated with the transition

<sup>6</sup> A model of this kind has been developed to explain urban unemployment and rural-urban migration by Todaro and Harris. Cf. M. Todaro and J. Harris, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis," *American Economic Review*, March 1970, pp. 126-142.



between sectors are ignored. If a longer-term horizon were introduced instead, the expected differential over a worker's lifetime would be more appropriate than the preceding formulation. If  $N_i$ ,  $i = I, O$ , denotes employment in the two sectors, turnover is linked to the expected earnings differential by the following equation:

$$\frac{\dot{N}_0}{N_0} = \eta \left\{ \frac{p(t) (1 + \alpha) \bar{W}_I}{(1 + \dot{W}_0) \bar{W}_0} - 1 \right\} \quad (4-C)$$

where  $\eta$ ,  $0 < \eta < 1$ , is a parameter measuring the responsiveness of turnover to the differential. For instance, if  $\eta = 0.2$ , an expected earnings differential of 100 per cent would elicit a turnover rate of 20 per cent.

It is assumed that those who quit in the low wage sector only obtain employment in the high wage sector after an intervening period of unemployment. The gains from quitting low wage work and joining the unemployment queue for jobs in the high wage sector, however, are determined by the level of unemployment there. Consequently, at some high level of unemployment the probability of securing high wage work would be so low that it will not pay to quit a low wage job. Conversely, if the level of unemployment were extremely low, many more people would be induced to quit and seek high wage employment. Thus, in this framework the level of unemployment adjusts until no gain flows from quitting work in the low wage sector. In equilibrium the level of unemployment will be constant and absorption into the high wage sector will exactly balance the number of quits in the low wage sector.

Before examining this equilibrium further, an operational specification of the probability of achieving high wage employment is needed. For convenience a one period horizon is used in which this probability is directly related to the rate of high wage job creation  $\gamma N_I$  and inversely related to the level of unemployment or surplus job applicants  $U$ . In this case, the chances of being selected for high wage employment are assumed to be random so  $p(t)$  becomes the ratio  $\gamma N_I / U$ . The equilibrium condition is:

$$\gamma N_I = \dot{N}_0 \quad (4-D)$$

Substituting for  $p(t)$  in equation (4-C),  $\dot{W}_0$  in equation (4-A), and the result into equation (4-D) gives:

$$\frac{\gamma N_I}{N_0} = \eta \left\{ \frac{\gamma N_I (1 + \alpha) \bar{W}_I}{U \left( 1 + a + b \frac{\gamma N_I}{N_0} \right) \bar{W}_0} - 1 \right\}. \quad (4-E)$$

From this equilibrium condition the equilibrium unemployment rate is given as a fraction of employment in the high wage sector:

$$\frac{U}{N_I} = \frac{\bar{W}_I \gamma (1 + \alpha)}{\bar{W}_0 \left( 1 + \gamma / \eta \frac{N_I}{N_0} \right) \left( 1 + a + b \gamma \frac{N_I}{N_0} \right)}. \quad (4-F)$$

This expression indicates that the level of unemployment will be higher the wider the wage structure ( $\bar{W}_I / \bar{W}_0$ ); the faster the rate of growth of wages in the high wage sector ( $\alpha$ ); and the more rapid the increase in employment

opportunities in the high wage sector ( $\gamma$ ). On the other hand, the level of unemployment will be lower the smaller the turnover response ( $\eta$ ), and the greater the response of wages to turnover in the high wage sector ( $b$ ).<sup>7</sup>

The level of unemployment that results will also depend on the amount of family or public support a worker can receive while waiting and on the extent of geographical separation between jobs in the two sectors. If transfer payments make waiting less expensive, presumably more will quit and wait, and unemployment will be higher. In addition, the greater the physical distance between low and high paying jobs, the greater likelihood there is of obtaining a high wage job by quitting current employment in low paying jobs. The nature of unemployment generated by this type of labor market behavior cannot be classified as voluntary or involuntary without some reference to a wage dimension. Unemployed workers can be considered as voluntarily unemployed with respect to low wage jobs and involuntarily unemployed with respect to high wage ones.

One interesting implication of this model is that an expansion of jobs in the high wage sector will not be fully matched by a corresponding reduction in the region's unemployment. Increased employment at a constant wage in the high wage sector will raise the probability of finding a job in that sector and stimulate turnover in other sectors. Consequently, greater employment in the high wage sector is somewhat offset by lower employment in the low wage sector until a reduced wage gap between the sectors is sufficient to balance the higher probability of high wage employment. Increasing the quantity of low paying jobs will exert little effect on unemployment and will only swell the number of unfilled vacancies in the wage sector unless rates of pay there are bid up.

The important conclusion that emerges from this discussion is that wages can rise throughout a region despite significant unemployment and the transmission mechanism does not rely on widespread labor market imperfections but instead springs from the maximizing behavior of members of the labor force, given that some imperfections exist. This discussion has focussed on the behavior of a single region but it may help to explain why regional unemployment rates vary. It suggests that regions with relatively high (low) unemployment rates will be characterized by relatively wide (narrow) wage structures.

The subsequent chapter devotes more attention to this view of regional labor markets. For the moment, however, Table XVII offers some skimpy evidence from the Department of Labor Wage Survey on the width of regional wage structures for 1968 to 1970. Occupations were chosen which had the most complete information on their average rates of pay and range. The ration of the range to the average is given for various provinces. The results are mixed. For some industrial occupations the structure is wider in the Quebec-Atlantic area than in Ontario while for others the reverse is true. The Survey is unable to give a true picture of regional wage structures because the published range

<sup>7</sup> If plausible values for the different parameters are assumed, equation (4-F) generates reasonably realistic unemployment records. For example, if  $\gamma = \alpha = 0.05$ ,  $N_1/N_0 = 1/3$ ,  $\eta = 0.1$ ,  $\bar{W}_1/\bar{W}_0 = 2$ ,  $b = 0.5$  and  $a = 0.02$  are inserted into (4-F), the result is an unemployment rate  $U/N_1$ ; equal to 8.95 per cent.



is the middle 80 per cent of the wages reported. If information on the entire range of the wage distribution were available, the implication that high unemployment regions have the most dispersed wage structures could be tested more stringently. Ideally it would be desirable to have data also on the number of employees earning each wage so that frequency distributions could be compiled for each region for comparison with other regions. Instead of comparing occupational wage dispersion by industry it would be useful to classify jobs in different industries as potentially available to employees in any industry with a given skill background.

Almost no support for an unqualified market power interpretation of regional unemployment variation can be found in the results of this chapter. National wage rate changes are best explained by national, rather than regional, unemployment. This does not mean, however, that labor market imperfections are unimportant as this section has drawn attention to some implications of the interaction of imperfect with perfect labor markets. This is not the end of the matter for this study. Chapter five will proceed to draw a connection between the concept of labor market efficiency and the type of interaction just considered.

TABLE XVII  
Occupational Wage Dispersion by Industry and Eastern Province, 1968-70  
Fish Products

Year	Nfld.	N.S.	N.B.	Que.	Ont.	Occupation
						Mechanic
1968.....	0.161	0.253	—	—	—	
1969.....	0.163	0.195	—	—	—	
1970.....	0.360	0.253	0.148	0.116	—	
						Laborer
1968.....	0.134	0.203	0.015	0.695	—	
1969.....	0.189	0.232	0.145	0.577	—	
1960.....	0.190	0.238	0.047	0.087	—	
						Packer (Female)
1968.....	0.255	0.283	0.138	0.393	—	
1969.....	0.229	0.319	0.103	0.487	—	
1970.....	0.195	0.315	0.227	0.058	—	
						Bakeries
						Mixer (Doughman)
1968.....	—	—	0.296	0.458	0.261	
1969.....	—	—	0.200	0.403	0.245	
1970.....	—	—	0.207	0.410	0.214	
						Dividerman
1968.....	—	—	0.425	0.350	0.432	
1969.....	—	—	0.364	0.459	0.316	
1970.....	—	—	0.345	0.525	0.425	
						General Helper (Male)
1968.....	0.120	0.081	0.066	0.762	0.397	
1969.....	—	—	0.269	0.753	0.323	
1970.....	—	—	0.423	0.667	0.440	

TABLE XVII (Continued)

## Hosiery, etc.

Year	Nfld.	N.S.	N.B.	Que.	Ont.	Occupation
						Cutter (Male)
1968.....	—	0.182	—	0.584	0.368	
1969.....	—	0.199	—	0.704	0.436	
1970.....	—	0.110	—	0.776	0.319	
						Hand Operator (Male)
1968.....	—	—	—	0.545	0.366	
1969.....	—	—	—	0.409	0.436	
1970.....	—	—	—	0.629	0.393	
						Hand Operator (Female)
1968.....	—	0.314	—	0.414	0.340	
1969.....	—	0.238	—	0.252	0.250	
1970.....	—	0.163	—	0.239	0.296	

## Sawmills

						Millwright
1968.....	—	—	0.200	0.393	0.565	
1969.....	—	—	0.246	0.468	0.432	
1970.....	—	0.310	0.088	0.357	0.459	
						Sorter
1968.....	—	0.210	0.300	0.314	0.432	
1969.....	—	0.261	0.260	0.316	0.454	
1970.....	—	0.294	0.370	0.330	0.410	
						Laborer
1968.....	—	0.808	0.347	0.389	0.471	
1969.....	—	0.299	0.348	0.280	0.317	
1970.....	—	0.270	0.333	0.296	0.388	

## Sash, Door and Flooring Mills

						Cabinet Maker
1968.....	—	0.411	—	0.370	0.384	
1969.....	—	0.344	—	0.352	0.465	
1970.....	—	0.187	—	0.487	0.646	
						Shipper
1968.....	—	—	—	0.474	0.487	
1969.....	—	0.437	—	0.398	0.468	
1970.....	—	0.478	—	0.450	0.620	
						Piler
1968.....	—	0.373	0.151	0.237	0.412	
1969.....	—	0.327	—	0.276	0.362	
1970.....	—	0.470	—	0.290	0.360	



TABLE XVII (Continued)

## Pulp

Year	Nfld.	N.S.	N.B.	Que.	Ont.	Occupation
Digester (Cook)						
1968.....	—	—	0.202	0.240	0.125	
1969.....	—	—	0.183	0.198	0.098	
1970.....	—	0.038	0.217	0.210	0.180	
Acid Maker						
1968.....	—	0.155	0.123	0.210	0.125	
1969.....	—	0.157	0.093	0.163	0.108	
1970.....	—	0.204	0.067	0.127	0.100	
Grinderman						
1968.....	0.044	0.585	—	0.285	0.094	
1969.....	—	0.551	0.053	0.173	0.123	
1970.....	—	0.515	0.128	0.090	0.148	

## Newsprint

Machine Tender						
1968.....	0.295	—	—	0.205	0.275	
1969.....	0.119	—	—	0.229	0.242	
1970.....	0.162	—	—	0.202	0.244	
Third Hand						
1968.....	0.087	—	—	0.291	0.243	
1969.....	0.109	—	—	0.044	0.213	
1970.....	0.149	—	—	0.190	0.221	
Sixth Hand						
1968.....	0.035	—	—	0.110	0.160	
1969.....	0.063	—	—	0.175	0.112	
1970.....	0.072	—	—	0.135	0.134	

## Other Pulp and Paper

Machine Tender						
1968.....	—	—	—	0.437	0.226	
1969.....	—	—	—	0.303	0.311	
1970.....	—	—	0.135	0.510	0.335	
Cylinder Tender						
1968.....	—	—	—	0.350	0.267	
1969.....	—	—	—	0.249	0.024	
1970.....	—	—	0.052	0.250	0.250	
Paper Tester						
1968.....	—	—	0.398	0.184	0.130	
1969.....	—	—	0.085	0.199	0.159	
1970.....	—	—	0.503	0.209	0.145	

TABLE XVII (Continued)

## Maintenance Trades, Service Occupations and Laborers (Pulp and Paper)

Year	Nfld.	N.S.	N.B.	Que.	Ont.	Occupation
						Machinist
1968.....	0.011	0.387	0.189	0.221	0.146	
1969.....	—	0.376	0.174	0.204	0.155	
1970.....	—	0.396	0.259	0.210	0.227	
						Stationary Fireman
1968.....	—	0.580	0.312	0.246	0.164	
1969.....	—	—	0.268	0.170	0.133	
1970.....	—	0.516	0.151	0.269	0.189	
						Laborer
1968.....	—	0.407	0.134	0.125	0.085	
1969.....	—	0.401	0.113	0.108	0.072	
1970.....	—	0.449	0.082	0.160	0.103	
Shipbuilding and Repair						
						Machinist
1968.....	—	0.407	—	0.046	0.221	
1969.....	—	0.252	—	0.046	0.110	
1970.....	—	0.324	0.090	0.045	0.244	
						Rigger
1968.....	—	0.448	—	0.049	0.098	
1969.....	—	0.262	—	0.045	0.168	
1970.....	—	0.214	—	0.069	0.178	
						Laborer
1968.....	—	0.421	—	0.059	0.117	
1969.....	—	0.376	—	0.065	0.092	
1970.....	—	0.177	—	0.053	0.186	
Electric Power						
						Electrician Maint.
1968.....	0.177	0.147	—	0.156	0.115	
1969.....	0.188	0.149	—	0.157	0.094	
1970.....	0.210	0.105	—	0.080	0.097	
						Meter Repairman
1968.....	—	0.155	—	0.076	0.219	
1969.....	—	0.140	—	0.076	0.220	
1970.....	—	0.130	—	0.071	0.230	
						Groundman
1968.....	—	0.124	—	0.100	0.247	
1969.....	0.224	0.131	—	0.102	0.247	
1970.....	—	0.278	—	0.092	0.245	



TABLE XVII (Continued)

## Hospitals

Year	Nfld.	N.S.	N.B.	Que.	Ont.	Occupation
						Orderly
1968.....	0.084	0.277	0.175	0.208	0.282	
1969.....	0.062	0.327	0.324	0.241	0.179	
1970.....	0.078	0.280	0.270	0.260	0.217	
						X-Ray Technician
1968.....	0.170	0.319	0.291	0.213	0.366	
1969.....	0.184	0.327	—	0.302	0.383	
1970.....	0.174	0.290	0.136	0.449	0.435	
						Laborer
1968.....	0.156	0.316	—	0.285	0.264	
1969.....	0.214	0.503	0.088	0.223	0.290	
1970.....	0.153	0.348	0.316	0.232	0.316	

## Laundries, Cleaners and Pressers

						Dry Cleaner
1968.....	0.075	0.449	—	0.500	0.386	
1969.....	—	0.388	—	0.676	0.665	
1970.....	—	0.433	—	0.483	0.580	
						Extractor Operator
1968.....	—	0.158	—	0.611	0.386	
1969.....	—	0.189	—	0.487	0.352	
1970.....	—	0.304	—	0.620	0.410	
						Checker-In
1968.....	—	0.522	—	0.384	0.261	
1969.....	—	0.310	—	0.376	0.208	
1970.....	—	0.284	—	0.302	0.228	

## Hotels (less than 200 employees)

						Bartender
1968.....	—	0.371	0.135	0.161	0.493	
1969.....	—	0.373	0.401	0.695	0.421	
1970.....	—	0.278	—	0.710	0.470	
						Waiter
1968.....	—	—	0.083	0.410	0.530	
1969.....	—	0.059	0.289	0.625	0.484	
1970.....	—	0.097	—	0.460	0.548	
						Chambermaid
1968.....	—	0.223	0.278	0.537	0.428	
1969.....	—	0.144	0.344	0.518	0.308	
1970.....	—	0.360	—	0.430	0.410	

SOURCE: Ottawa, Department of Labor, *Wages, Salaries and Hours of Work*.

NOTES: (1) Dispersion is measured as the ratio of the 80 per cent wage range to the average wage in each occupation and province.





## chapter five

---

### REGIONAL LABOR MARKET EFFICIENCY

#### INTRODUCTION

Chapter four concentrated on the rigid wage-deficient demand hypothesis of higher regional unemployment rates. From the Phillips curve results and from wage structure analysis it was concluded that this hypothesis did not explain much of the variation in regional unemployment rates. However, given the difficulty of testing this hypothesis, it has not been conclusively disconfirmed.

This chapter considers, as an alternative answer, a structural hypothesis which draws attention toward rigidities on the supply side rather than on the demand side of regional labor markets. According to this view, aggregate demand is diffused fairly uniformly over all regions but, due to the difficulty of matching men with jobs, a given increment in the demand for labor results in the absorption of fewer unemployed in the high unemployment regions than elsewhere. In short, when an increase in demand for their output occurs, employers in high unemployment regions find it more difficult to hire, or are less willing to retain, the labor force in their area. For their part, employees are more apt to quit and, if unemployed, are less likely to be rehired quickly than those in other regions. As a fraction of the labor force the total number of jobs, current employment plus unfilled vacancies, may be about the same in all regions. Poorly organized labor markets in high unemployment regions, however, translate this level of labor demand into relatively fewer filled jobs. Thus, at a given rate of wage change, regional labor demand and supply will balance off at levels of unemployment which will vary region to region.

One implication of this hypothesis is that the attempt to achieve equal unemployment rates for all regions is neither a feasible short-run goal nor a proper

target for macro-demand policies. Instead, manpower policies restructuring the composition of the labor force are needed to alter the effective supply of labor in the region. Changes in the mobility, training, educational, and turnover characteristics of the regional labor force are more appropriate than measures to raise the demand for labor.

This approach differs only in degree from the deficient demand hypothesis since the distinction between structural and deficient demand unemployment is somewhat vague in concept. Both types of unemployment involve failures in wage adjustment. Structural unemployment arises when relative wages do not adjust to particular labor market situations of excess labor demand and supply. The deficient demand view is based on the failure of average wage levels to respond to a generalized condition of excess labor supply. At some point these hypotheses cease being competitors and collapse into essentially the same argument.

Chapter three discussed how labor market efficiency and the validity of the structural hypothesis can be gauged by the configuration of job vacancies and unemployment in a region. Inefficient labor markets are those in which relatively high levels of unfilled vacancies co-exist with a given rate of unemployment. Inefficiency can occur for any number of reasons but two in particular are worth emphasizing. One is simple mismatching where involuntarily unemployed workers do not fit the requirements of the unfilled vacancies. Another, referred to in chapter four, states voluntarily unemployed workers are attached to high wage sectors while unfilled vacancies persist in the lower paying sectors. In each case higher unemployment in some regions results from an inappropriate relative wage structure which is the source of labor market inefficiency.

The next section of this chapter tries to measure regional differences in labor market efficiency and in the diffusion of regional labor demand. These measures are then used to suggest answers to the following policy questions: (1) what might equilibrium regional unemployment differentials look like; (2) what scope is there for regional fiscal policy in achieving these unemployment rates; (3) what would be an attainable full employment target for the country in light of these regional data on labor force turnover and unemployment duration as a means of explaining the variation in regional labor market efficiency. A final section examines employment adjustments in the manufacturing sector of different regions together with other evidence supporting the structural hypothesis. It also briefly discusses regional variation in seasonality and inducements to voluntary unemployment.

## REGIONAL VACANCIES AND UNEMPLOYMENT

In the early 1960s a heated debate arose over the relative importance of deficient aggregate demand and labor market mismatching as explanations for the existing high levels of unemployment. From this clash of views it was concluded that very little could be inferred about the causes of unemployment from an examination of the characteristics of the unemployed. The problem is



the impossibility of predicting any significant difference in the profile of unemployment if one or the other factor is responsible for unemployment. If aggregate demand is deficient the selective hiring practices of employers will likely create a structure of unemployment similar to that which would result from serious imbalances between labor demand and supply.<sup>1</sup> Furthermore, the higher-than-average durations of joblessness in high unemployment regions would be consistent with both deficient demand and structural mismatching. Higher durations could either be the cause or the result of above average unemployment rates.

The greatest obstacle to discovering the sources of unemployment has always been the lack of independent measures of labor demand, the degree of excess demand or supply in some or all labor markets. For example, if deficient demand were the source of higher regional unemployment, regional vacancies should not exceed unemployment even during times of high levels of aggregate economic activity. Because a reliable measure of labor demand is so vital, a regional vacancy series was constructed to compare the degree of unsatisfied labor demand in each major region. The basic input to the series was a regional breakdown of the number of orders placed with the National Employment Service/Canada Manpower over the period 1953-1968. Due to boundary problems the four provinces of the Maritimes were aggregated to form the Atlantic Region and Alberta, Saskatchewan and Manitoba were combined into a single Prairie Region. In addition, vacancies were compiled for Quebec, Ontario, and British Columbia. Since these numbers represented only a fraction of the total vacancies registered in any given area, an adjustment was made for what Canada Manpower calls its "penetration ratio", the ratio of hires made through NES/Manpower services to total hires per region. Using a procedure adopted by Penz in his study of structural unemployment in Canada, the raw vacancy figures were blown up to give an estimate of total regional vacancies.<sup>2</sup> The ratio of vacancy  $V$  to hiring rates  $h$ , each as a fraction of employment, indicates the average duration  $d^v$  of the vacancy series:  $d^v = V/h$ .<sup>3</sup> If  $N$  denotes NES figures and  $T$  is the corresponding total for any region, then,

$$\frac{V_T}{V_N} = \left[ \frac{d_T^v}{d_N^v} \right] \cdot \frac{h_T}{h_N}.$$

Thus, NES vacancies to total vacancies will be proportional to the ratio of NES to total hires, and proportional on a one-to-one basis if the normal duration of total vacancies equals the average duration of vacancies placed through NES. Assuming equal durations may or may not be reasonable. On one hand, NES may have received a disproportionate number of orders for the more difficult jobs to fill which would tend to lengthen its vacancy

<sup>1</sup> A more extended discussion of this point can be found in a paper by R. Lipsey, "Structural and Deficient-Demand Unemployment Reconsidered," in A. Ross, ed., *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley and Los Angeles, 1967.

<sup>2</sup> P. Penz, *Structural Unemployment*, Program Development Service, Department of Manpower and Immigration, 1969.

<sup>3</sup> Since vacancies and hires are measured on a monthly basis, the proper time dimensions for this duration is months.

duration. On the other, NES received a larger number of job applicants than a single employer, which would tend to shorten NES vacancy durations relative to those of private employers. The net effect of these opposing influences is not clear. To the extent they do not cancel each other, the absolute level of regional vacancies may be biased in either direction although, if the extent of bias were constant over time or between regions, period-to-period or area-to-area comparisons would be unaffected. Assuming equality in vacancy durations, average annual regional vacancies are defined as equal to,

$$h_T \left( \frac{E}{P_N} \right) V_N$$

where  $h_t$  is the average annual hiring rate for all industries per region,  $E$  is average annual employment per region,  $P_N$  is the number of average annual placements effected through NES offices, and  $P_N/E$  is the NES hiring rate. To convert the vacancy series into a rate comparable to that for unemployment, estimated vacancies were divided by the annual average labor force L.F. to give the blowup factor,

$$\frac{E}{L.F.} \cdot \frac{h_T}{P_N},$$

from which the vacancy rates in Table XVIII were derived. Average annual unemployment rates  $U$  for each region are also listed in Table XVIII.

Vacancy estimates end with 1966 when DBS discontinued collecting accessions and separations data. Vacancy rates for each region were regressed on regional unemployment rates to yield a more precise relationship between these two variables for the period 1953-65. These equations, which are reported in Table XIX, were used to obtain vacancies for the later period 1967-69.

Because there are some theoretical grounds for believing that the correct form of this relationship should be curvilinear, the equations were initially specified in log form. Log transformations of the variables, however, gave poor results, a finding which may be attributable to the absence of extreme observations where non-linearity becomes increasingly important. Therefore, the expectation that the relationship would approximate a rectangular hyperbola ( $V \cdot U = K$ , a constant) was not confirmed by the data. A negatively sloped straight line gives a much better approximation and most likely results from the absence of extreme observations for either  $V$  or  $U$ .

Since the stability of this relationship is of some interest, a simple time trend was added to the unemployment rate as an independent variable. As can be seen from Table XIX, except for Ontario with a small positive trend, the time trend did not come close to being significant in any region and had little effect on the size of the coefficient for the unemployment variable. Considering how few annual observations were available for these regressions, the relationships are reasonably sturdy and offer a basis for further analysis.

At this juncture it seems worthwhile to consider what the position and slope of the  $V - U$  curve may reveal about the functioning of regional labor markets. To begin with, turnover characteristics of the labor force affect the  $V - U$



TABLE XVIII

Estimated Vacancy and Unemployment Rates by Region 1953-69

Year	Atlantic		Quebec		Ontario		Prairies		Pacific	
	V	U	V	U	V	U	V	U	V	U
1953.....	4.87	5.5	5.07	3.8	3.53	2.1	4.52	1.9	2.66	4.0
1954.....	5.43	6.6	3.87	5.9	2.35	3.8	3.24	2.5	1.61	5.2
1955.....	5.45	6.5	5.34	6.2	2.67	3.2	3.57	3.1	2.68	3.8
1956.....	6.94	6.0	7.17	5.0	4.52	2.4	6.10	2.2	4.40	2.8
1957.....	4.60	8.4	4.60	6.0	2.92	3.4	4.85	2.6	3.19	5.0
1958.....	3.18	12.5	2.67	8.8	1.98	5.4	3.09	4.1	1.42	8.6
1959.....	3.25	10.9	3.38	7.8	2.37	4.5	3.46	3.2	1.81	6.5
1960.....	2.88	10.7	2.48	9.1	2.16	5.4	3.45	4.2	1.67	8.5
1961.....	2.62	11.2	2.20	9.2	1.97	5.5	2.48	4.6	1.42	8.5
1962.....	3.06	10.7	2.89	7.5	2.68	4.3	2.59	3.9	1.47	6.6
1963.....	3.70	9.5	3.33	7.5	3.66	3.8	3.48	3.7	1.66	6.4
1964.....	4.08	7.8	4.08	6.4	4.12	3.2	3.85	3.1	2.29	5.3
1965.....	4.41	7.4	5.40	5.4	5.34	2.5	5.40	2.5	3.06	4.2
1966.....	4.71	6.4	5.62	4.7	5.17	2.5	5.66	2.1	2.88	4.5
1967.....	4.55	6.6	5.17	5.3	4.82	3.1	5.51	2.3	2.65	5.1
1968.....	4.19	7.3	4.29	6.5	4.63	3.5	4.79	3.0	2.34	5.9
1969.....	3.99	7.6	3.99	6.9	5.1	3.1	4.98	2.9	2.71	5.0

NOTES: (1) Unemployment rates are those estimated from the Labor Force Survey by Statistics Canada.

(2) Vacancy rates for 1953-66 were derived by using the blowup factors discussed in the text on regional orders of NES/Canada Manpower. Vacancy rates for 1967-69 were estimated from the regression equations of Table XIX.

TABLE XIX  
Regional Vacancy—Unemployment  
Regressions, 1953–66

Set I						
V	K	U	$\bar{R}^2$	D.W.	$U_s$	
Atlantic.....	8.36 (11.81)	−0.48 (−6.06)	0.75	1.17	5.65	
Quebec.....	9.07 (9.60)	−0.74 (−5.46)	0.71	1.22	5.2	
Ontario.....	5.83 (9.08)	−0.71 (−4.41)	0.61	0.82	3.4	
Prairies.....	6.97 (8.55)	−0.97 (−3.93)	0.55	1.42	3.52	
Pacific.....	4.55 (9.40)	−0.39 (−4.95)	0.66	1.31	3.27	
Set II						
V	K	U	t	$\bar{R}^2$	D.W.	$U_s$
Atlantic.....	8.39 (12.30)	−0.42 (−5.05)	−0.07 (1.36)	0.77	1.38	5.9
Quebec.....	9.07 (9.14)	−0.74 (−4.76)	0.0008 (0.01)	0.68	1.22	5.2
Ontario.....	5.22 (14.83)	−0.82 (−9.45)	0.14 (5.52)	0.89	3.01	2.9
Prairies.....	6.96 (8.85)	−1.14 (−0.423)	0.08 (1.35)	0.58	1.60	4.1
Pacific.....	4.52 (8.65)	−0.40 (−4.55)	0.01 (0.27)	0.63	1.30	3.23

NOTE: (1) In the first set of equations I, constructed regional vacancy rates were regressed against regional unemployment rates. In the second set of equations II, a time trend was added.

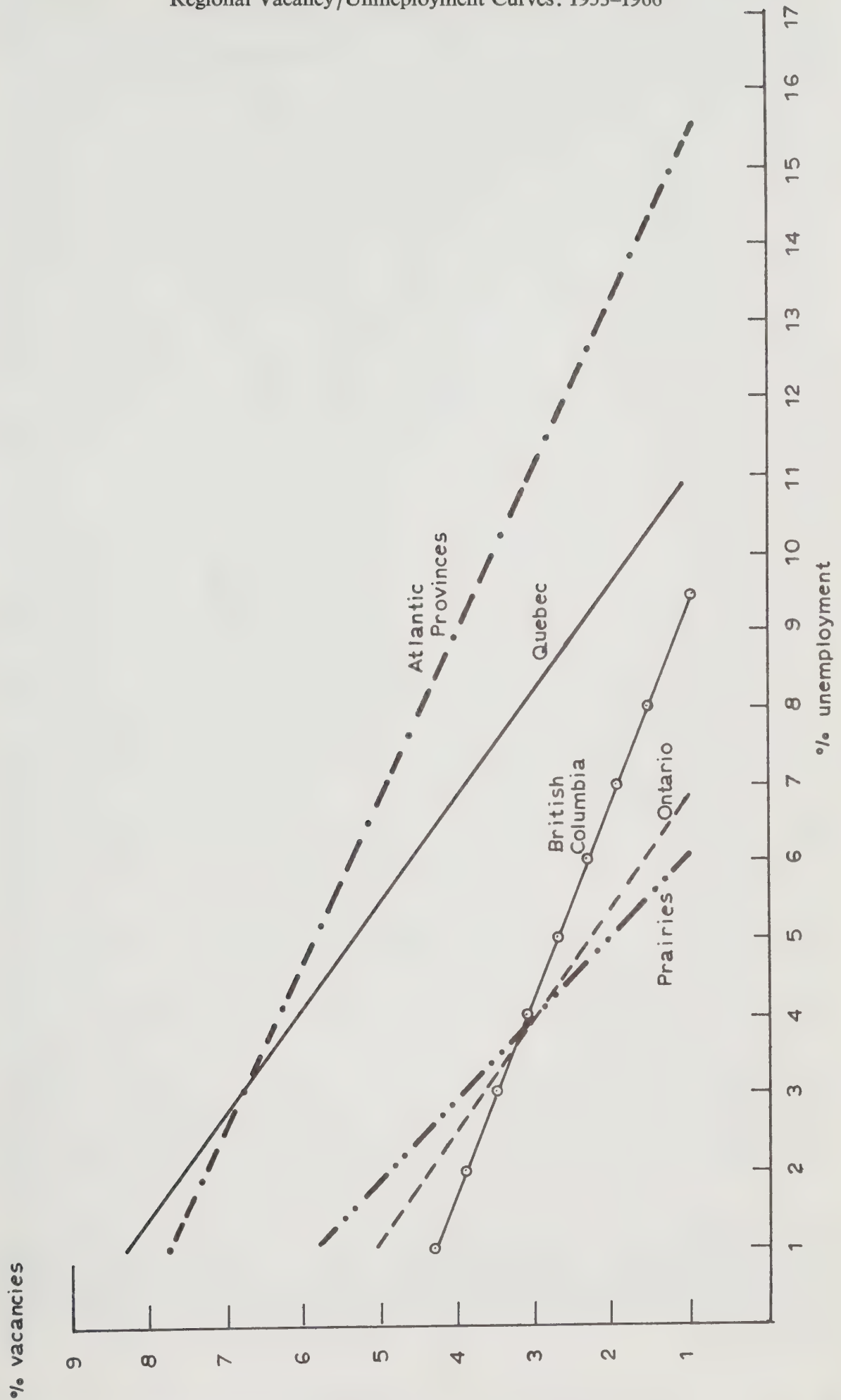
(2)  $\bar{R}^2$  is the adjusted  $R^2$ ; D.W. is the Durban-Watson statistic.

(3)  $U_s$  in the last column is the approximation to a full employment unemployment rate in each region. This approximation is derived by setting the unemployment rate equal to the vacancy rate in the regression equation. In the second set of equations the time trend has been ignored in making this calculation because it is insignificant in all regions except Ontario. For Ontario the significant time trend is difficult to interpret because it implies a continuing deterioration in the province's unemployment rate. The poor Durban-Watson statistic for this region also throws some doubt on the estimates for the province. It is probably safe to bet that the calculated rate of 2.9 per cent underestimates the full employment rate in the province.



FIGURE 6

Regional Vacancy/Unemployment Curves: 1953-1966



relationship. Voluntary quits reduce employment and increase unemployment and vacancies by the same amount assuming that participation rates remain constant. Involuntary quits affect employment and unemployment by equal and in opposite amounts but without any direct influence on vacancy levels. On the hiring side of the labor market, new hires reverse the sequence of events associated with voluntary quits (employment and vacancies up, unemployment down) while rehiring probably does the same for involuntary quits (employment up, unemployment down and no change in vacancies). Unfortunately, Canadian turnover data are not detailed enough to test these propositions. But if they are generally accurate, they suggest that a region with higher than average voluntary quits and greater than average difficulty in matching job seekers and openings will have a  $V - U$  relationship displaced farther from the origin than that for other regions. Similarly, the  $V - U$  relation of regions with greater-than-average demand deficiency should have a shallower slope than those for regions with less-than-average demand deficiency. When demand and vacancies increase in a region with above-average demand deficiency, vacancies should be filled at faster rate there than elsewhere. These implications are consistent with those discussed earlier in chapter three.

From Table XIX and Figure 6, it is evident that the curves for the Atlantic provinces and Quebec are displaced farthest from the origin in the  $V - U$  space. Differences in displacement among British Columbia, the Prairies and Ontario are relatively small, but relatively large between this group and the other two regions. Both Quebec and the Maritimes have shallower slopes than either Ontario or the Prairies. This evidence suggests that a ranking of regions by labor market efficiency would set the Quebec and Atlantic regions in a group with the poorest performance compared with the other three regions. While British Columbia has the lowest intercept, it also has the smallest slope, contrary to expectation. One possible explanation of this discrepancy may be that the ease and desirability of migration into British Columbia prevents any increase in labor demand and employment from being fully reflected in a lower unemployment rate. Excess labor supply in B.C. may be realized more during high levels of growth in labor demand than during normal ones, or it may be largely independent of the level of labor demand.<sup>4</sup>

To study the pattern of regional demand diffusion and distinguish between demand deficiency and labor market inefficiency as separate causes of regional unemployment, the  $V - U$  ratio at which regional labor markets are in equilibrium needs to be specified. As an exercise, regional full employment is defined as the level of unemployment at which unemployment and vacancy rates exactly offset each other. These equilibrium unemployment rates may be measured by adding a  $45^\circ$  line to Figure 6 by solving the equations in Table

<sup>4</sup> J. T. Montague and J. Vanderkamp, *A Study in Labor Market Adjustment*, Institute of Industrial Relations, University of British Columbia, 1966. The authors note that while the unemployment rate in B.C. declined from 10 to just over four per cent between 1961 and 1965, immigration to the province from other provinces reversed from a net outflow of 1,000 in 1961 to an inflow of 25,000 in 1964-65. At the same time, immigration from foreign countries increased from one to six thousand. (See page 20.)



XIX for  $U$  when  $U = V$ . The notion of an equilibrium unemployment rate implies that wage changes at this rate would neither accelerate nor decelerate and that approximate balance between demand for and supply of labor would produce a steady rate of wage increase of three to four per cent per year.

Aggregate wage-unemployment data tend to confirm the reasonableness of this full employment criterion. In 1964 average wage changes were slightly under four per cent and the national unemployment rate was 4.7 per cent. If that year can be considered one of approximate full employment when aggregate demand pressures were neither excessive or deficient, vacancies were roughly equal to unemployment in Ontario and the Prairies and less than unemployment elsewhere. Since wages were increasing at about the same rate in all regions, equating vacancies and unemployment in all regions is a procedure which assumes that wage changes in the higher unemployment regions would not increase if equality of vacancies and unemployment were achieved through higher labor demand there. According to this criterion, the removal of deficient demand in the Atlantic, Quebec and Pacific regions would have reduced their unemployment rates by two, one and two percentage points respectively.<sup>5</sup> These are maximum gains for if areas of high unemployment are in equilibrium at lower  $V - U$  ratios, increased labor demand would be dissipated in higher wages instead of lower unemployment.

Unemployment rates derived from the equality of vacancies and unemployment are termed structural unemployment rates since the region cannot experience lower unemployment rates without an excess demand for its labor and higher-than-average wage increases, unless Manpower policies shift the  $V - U$  relationship inwards. Measured in this way, regional structural unemployment rates are about 5.7 to 5.9 per cent for the Atlantic area, 5.2 per cent for Quebec, 2.9 to 3.4 per cent for Ontario, 3.1 to 3.5 per cent for the Prairies, and 3.3 per

---

<sup>5</sup> Although equality of vacancy and unemployment rates seems a reasonable definition of labor market equilibrium, it may not be entirely adequate according to recent work on the theory of frictional unemployment and job-finding. cf. C. Holt, "Improving the Labor Market Trade-Off between Inflation and Unemployment," *American Economic Review*, May, 1969.

No matter what the level of overall labor demand, along the vacancy-unemployment curve generated by the operation of the regional labor market, total hirings and total quits, corrected for the trend growth of employment, will tend to balance each other. Ignoring movements in and out of the labor force, the product of the turnover rate and the average duration of unemployment equals the unemployment rate,  $T d^u = U$ ; and the product of the hiring rate and the average duration of vacancies is equal to the vacancy rate,  $H d^v = V$ . Therefore, as hires tend to equal quits, the ratio of  $V$  to  $U$  is proportional to the ratio of the average duration of vacancies to the average duration of unemployment.

Thus a 45° line applied to Figure 6 implicitly assumes that the average duration of vacancies and unemployment is equal. However, if the average search time were longer in the Maritimes than in Ontario so that it is easier for employers to fill jobs than for the unemployed to find them, the equilibrium line might be greater than 45° for Ontario and less than 45° for the Maritimes. Correspondingly, the amount of structural unemployment measured in Ontario should be adjusted downwards while that for the Maritimes should be adjusted upwards. Thus, the new revisions in the UIC Act extending the duration of benefits in high unemployment areas may be justified in terms of the longer search process in these areas.

Another possible defect in the measurement should also be noted. If employers in Quebec and the Atlantic area felt that suitable employees were not available to fill their vacancies, they may have been more reluctant to place job orders with NES than employers in other regions. This behavior would impart a downward bias to the vacancy series for the Maritimes and Quebec so that what appears to be a demand problem would really be a structural one. There is no information to determine the importance of this phenomenon.



cent for British Columbia.<sup>6</sup> This means that neither the goal of equal regional unemployment rates nor the belief that they are a "natural" condition of the Canadian economy are at all realistic.<sup>7</sup> These differentials are not inevitable. With special efforts on the part of manpower policy they could be reduced or removed. In the meantime, their existence and the limitations they impose on aggregate demand policies should be recognized. Furthermore, the spread in these regional rates implies that an aggregate unemployment target of three per cent is not attainable if wage inflation is to be avoided.

There are numerous reasons why labor markets appear to function less efficiently in Quebec and the Maritimes. Some inefficiency, no doubt, is attributable to inadequate training and education of the labor force, giving rise to the coexistence of unsatisfied vacancies for skilled labor with unemployment among unskilled workers. In some industries technological change has reduced the demand for unskilled labor as the power chain saw did in most logging operations. Labor immobility is another important factor which can be illustrated by the abandoned mining community on Belle Isle and married female fishplant workers on the New Brunswick coast who would not find it worthwhile to look for jobs elsewhere during the off-season. To some extent our institutional arrangements for assisting adjustment encourage this immobility. Many low skilled vacancies for maids and commission salesmen, for instance, either go unfilled or are satisfied only briefly because their low rates of pay make them unattractive relative to a continued search for better jobs, or to unemployment insurance and welfare. Instances have been noted in all parts of the country where welfare clients seek only part-time work to supplement their income because acceptance of a full-time job would mean a loss of income. Employers in the Quebec-Atlantic region allege that seasonal unemployment insurance benefits have had the effect of contributing to a winter labor shortage in the cutting of pulpwood. Other industries may have experienced similar problems of labor supply. These are only a few of the many different sources of labor market inefficiency, some of which seem to impinge with special severity on

---

<sup>6</sup> The newly instituted Job Vacancy Survey of Statistics Canada will permit a check on these measurements as the figures accumulate. At time of writing, only the third-quarter figures for 1971 are available and these are consistent with the results above. Because of the very rigid definition of a vacancy in the Survey, the absolute vacancy rate calculated by Statistics Canada is substantially below the rates reported here. This definitional difference, however, does not affect inter-regional comparisons. For the third quarter of 1971 the Atlantic region had a slightly higher than average vacancy rate for full-time jobs and the highest long-term vacancy rate of any region. Quebec, on the other hand, had the lowest vacancy rate of any region. For the Atlantic area the combination of above-average unemployment duration and long-term vacancy rate may mean that the 45° line is an approximation to labor market balance.

<sup>7</sup> An attempt was made to introduce a wage dimension into the picture by estimating the "natural" unemployment rate in each region. This rate is the one at which wage changes are independent of the level of regional unemployment. The specification was of the form  $\dot{W}_1 - \dot{W}_{1-1} = a + b U_1$  where  $\dot{W}_1$  is the annual rate of wage change and  $\dot{W}_{1-1}$  is the same variable lagged one year. The results are not reported because it was obvious that the data do not conform to this long-run equilibrium concept. For what they are worth, the results generated natural rates (equal to  $-a/b$  above, of eight to nine per cent in the Atlantic region, 7-7.5 per cent in Quebec, 4-4.2 per cent in Ontario) 3.5-4 per cent in Manitoba, 2.6-3 per cent in Saskatchewan, 2.2-3.5 per cent in Alberta and 5.3-5.6 per cent in British Columbia. The results were sensitive to both the time period and the wage series used.



the Quebec-Atlantic regions. More evidence on the matter is presented in the next section of this chapter.

Differences between Ontario and the regions east appear to be much larger (i.e., two to three per cent greater) for structural unemployment than demand deficiency. In 1964 the observed rates of unemployment were 3.2 per cent, 6.3 per cent and 7.8 per cent respectively for Ontario, Quebec and the Atlantic region. If 5.9 per cent and 5.2 per cent represent the structural full employment rates of unemployment in the Atlantic area and Quebec respectively, then about 60 per cent of Ontario-Atlantic gap in unemployment rates and 65 per cent of the Ontario-Quebec gap stem from differences in labor market efficiency. As a rough order of magnitude, at least two thirds of the unemployment differential between Ontario and the Quebec-Atlantic area reflect differences in labor supply characteristics rather than differences in labor demand. In terms of the objective of equalizing regional unemployment rates, the numbers suggest that for a given cost there may be a larger scope, and perhaps payoff, to Manpower policies than to demand shifting policies. This, however, is casual speculation since there are no firm estimates of the long and short-run costs of levelling out unemployment differentials by either means.

The analysis permits a crude assessment of the ability of regional demand shifting measures to reduce the economy's "natural" rate of unemployment.<sup>8</sup> It is worthwhile to ask, under several assumptions about full employment in each region, what the aggregate unemployment rate would be if selective demand measures were to hold each region at full employment, compared with what it would be if only Ontario, the industrial heartland, were to operate at full employment. The difference between the two calculations provides a measure of the cost of inadequate regional demand diffusion in terms of a higher national unemployment rate. The second phase in the comparison involves a higher level of aggregate demand than the first. Specifically, in the second phase an increase in total demand is channeled exclusively to regions experiencing deficient demand through some type of expenditure-switching policy and results in a lower national rate of unemployment at the same aggregate rate of wage change.

The first calculation takes a weighted average of structural unemployment rates in each region: 5.6 per cent for the Maritimes, five per cent in Quebec, 2.9 per cent in Ontario, three per cent on the Prairies and 3.3 per cent for British Columbia. These rates were applied to the 1969 data on annual average labor forces per region. Expressed in thousands, they were 654, 2,290, 3,032, 1,351 and 836 respectively. This yields an optimistic lower boundary on the national rate of 3.76 per cent. It is optimistic since it operates in the low range of structural

---

<sup>8</sup> A "natural" rate is defined as the lowest rate consistent with any steady rate of inflation and is a function of the efficiency with which labor markets match workers and jobs. For a given region this rate has been assumed equal to the rate obtained by equating vacancies and unemployment. However, for the country as a whole it would be that rate at which wage changes begin to accelerate, and would be a function of both the degree of regional demand deficiency and regional labor market efficiency. The object here is to determine in a crude way the quantitative importance of that part of the natural rate which is due to regional demand deficiency.

unemployment rates for each region and assumes that demand management policies are skillful enough to remove regional labor market imbalances by keeping  $V$  close to  $U$  in each region. A higher alternative estimate assumes demand management policies are not so skillful and arbitrarily adopts 7.5 per cent, 5.5 per cent, 3.3 per cent, three per cent and 4.5 per cent as attainable employment targets for the Maritimes, Quebec, Ontario, the Prairies, and British Columbia respectively. This estimate allows for continued poor investment performance in Quebec and the Maritimes and for substantial migration into British Columbia. The result is a national rate of 4.33 per cent. In many ways the key to calculating a feasible national rate turns on the future prospects of Quebec. If, for instance, Quebec were to behave more like Ontario than like the Maritimes—if its structural rate were reduced from five to four per cent—the first calculation would become 3.48 per cent. That is, a one per cent decline in Quebec's unemployment rate would reduce the national rate by slightly more than one quarter of one per cent.

The second calculation focusses on the year 1964 when vacancies and unemployment were in approximate balance in Ontario while other regions apparently experienced deficient demand. Using observed regional unemployment rates for 1964 on the 1969 labor force figures gives a national unemployment rate of 4.66 percent. This figure, compared to the earlier estimate of 3.76 per cent, suggests that regional labor demand imbalances, or the incompatibility of simultaneous full employment in all regions, add about 0.9 per cent to the national unemployment rate. In effect, this measures the cost of market failures and frictions which impair the uniform diffusion of aggregate demand across regions, and the potential gain from implementing a regional fiscal policy. The gain is potential because our ignorance about interregional trade patterns would likely preclude achieving full employment in all regions. If a regional fiscal policy were capable of reducing the national unemployment rate by 0.5 per cent for a given rate of wage increase, it would be doing well given the slippage that would flow from imperfect knowledge of regional expenditure multipliers.

## REGIONAL CHARACTERISTICS OF LABOR MARKET TURNOVER

The vacancy-unemployment curves derived in the last section should bear a close relationship to the nature of the labor force turnover in the various regions. Ignoring flows into and out of the labor force, regional unemployment equals the product of the flow of people from employment into unemployment (the number of separations) per period and the average duration of unemployment. The level of regional vacancies on the other hand, is equal to the product of the flow from unemployment to employment (the number of hires) per period and the average duration of vacancies. Allowing for a trend rate of growth in employment and the labor force, the hire flow from unemployment equals the separation flow into unemployment in a stochastic equilibrium where un-



employment is constant. This equilibrium condition is normally satisfied from one month to the next because the flows through the stock of unemployment are large relative to changes in the size of the stock. Thus, for a given ratio of vacancies to unemployment, the level of both vacancies and unemployment will be higher in a region if it experiences either high turnover or longer durations for unemployment and for vacancies, or both.

Turnover and duration data provide a useful dimension for comparing differences in regional labor market efficiency. Duration data are notoriously weak but fortunately a series is available on regional hiring and separation rates. The series begins in 1953 and ends in 1966 when DBS terminated the Survey.<sup>9</sup> The regional breakdown of the series is presented in Table XX where two features are especially noteworthy. The first is a tendency for the turnover rate in all regions to decline over time. This probably reflects the diminishing importance of seasonally sensitive industries and sectors in the aggregate. The second is that the higher unemployment regions (the Atlantic provinces, Quebec, and British Columbia) have higher rates of turnover, the Atlantic area having the highest rate. On an industry basis, monthly variation in the hires and separations for forestry, manufacturing and construction was largest in Quebec and the Atlantic region.

The higher separation rates in British Columbia and the eastern regions do not explain, however, all the observed variation in regional unemployment rates. Using Ontario as a comparative base, Table XXI shows the ratio of regional separation and unemployment rates to those in Ontario. If the average duration of unemployment were the same for other regions as for Ontario the two rates would be about equal. Table XXII shows the average duration of unemployment as significantly higher in the Atlantic region, Quebec, and British Columbia, and slightly lower on the Prairies than in Ontario. These comparisons imply that the average unemployment duration is about 88, 51, and 18 per cent longer in the Atlantic provinces, Quebec and British Columbia, respectively, than in Ontario.

These differences are undoubtedly biased upwards, in some cases strongly so, since many separations are either movements out of the labor force or direct transfers from one job to another instead of into unemployment.<sup>10</sup> This is particularly true for separations of a seasonal nature and, as indicated

---

<sup>9</sup> The absolute magnitudes of the hiring and separation rates in each region are doubtful. In any year the difference between the two rates should approximate the rate of growth in employment. Yet in all regions the average difference between the two rates is less than 0.35 per cent. Either hiring rates are underestimated or separation rates are overestimated. From the description of the data collection procedure, it seems the former is probably the case due to the exclusion of casual hiring. This bias, however, should not have an important effect on the interregional comparisons in this section.

The turnover data covered about 70 per cent of the labor force, the main omissions being government workers and employers with fewer than ten employees.

<sup>10</sup> This suspicion is confirmed by Labor Force Survey data for 1964. For 1964 the average duration in weeks was 21.7 for the Atlantic area, 17.7 for Quebec, 14.4 for Ontario, 15.8 for the Prairies and 14.7 for B.C. Thus, average duration was 50, 23 and 2 per cent higher in the Atlantic, Quebec and B.C. areas respectively than in Ontario. Cf. T. Courchene, *An Analysis of Canadian Regional Economic Characteristics with Special Emphasis on Regional Unemployment Rates*, Research Report 7015, University of Western Ontario, London, Ontario, April, 1970, p. 31.

TABLE XX

## Average Hiring and Separation in All Selected Industries, 1953-66

Year	Average Annual Hiring Rates (per cent per month)					Average Annual Separation Rates (per cent per month)				
	Atlantic Provinces	Quebec	Ontario	Prairie	Pacific Region	Atlantic Provinces	Quebec	Ontario	Prairie	Pacific Region
1953.....	8.23	7.42	5.85	7.31	7.90	8.52	7.55	5.80	7.19	8.07
1954.....	8.75	7.29	5.19	6.55	6.67	8.75	7.18	5.41	6.63	7.54
1955.....	8.94	7.60	5.65	6.88	8.01	8.63	7.19	5.22	6.57	7.39
1956.....	8.85	8.00	6.21	7.74	9.10	8.62	7.66	5.72	7.23	8.53
1957.....	7.50	7.39	5.55	7.22	7.99	8.06	7.68	5.72	7.38	8.37
1958.....	7.50	7.48	5.09	6.58	6.63	7.48	6.61	5.20	6.48	6.73
1959.....	7.96	7.92	5.36	6.60	6.82	7.68	6.73	5.25	6.41	6.74
1960.....	7.90	6.75	4.92	7.33	6.45	7.93	6.92	5.18	6.50	6.82
1961.....	7.71	6.68	5.03	6.19	6.47	7.68	6.44	4.89	6.19	6.43
1962.....	7.74	6.90	5.32	6.30	6.65	7.64	6.75	5.08	6.18	6.32
1963.....	7.78	6.89	5.33	6.27	6.63	7.57	6.59	5.06	6.03	6.36
1964.....	7.70	7.12	5.48	6.38	7.14	7.38	6.72	5.06	6.09	6.73
1965.....	7.55	6.94	5.85	6.86	7.71	6.98	6.55	5.34	6.42	7.13
1966.....	7.88	7.11	6.12	7.36	8.30	6.29	6.33	4.66	6.38	7.00

SOURCE: Canada, Dominion Bureau of Statistics, *Hiring and Separation Rates in Certain Industries*, Ottawa, D.B.S. 72-006, June 1968.



TABLE XXI

Regional Separation and Unemployment Rates  
as a Fraction of Rates in Ontario, 1953-66

Year	Atlantic Provinces		Quebec		Prairies		Pacific Region	
	Si/S <sub>ont</sub>	Ui/U <sub>ont</sub>	Si/S <sub>ont</sub>	Ui/U <sub>ont</sub>	Si/S <sub>ont</sub>	Ui/U <sub>ont</sub>	Si/S <sub>ont</sub>	Ui/U <sub>ont</sub>
1953.....	1.4690	2.6890	1.3017	1.8425	1.2397	0.8740	1.3914	1.8898
1954.....	1.6174	1.7028	1.3272	1.5754	1.2255	0.7240	1.3937	1.3355
1955.....	1.6533	2.1310	1.3774	1.9332	1.2586	0.9973	1.4157	1.1604
1956.....	1.5070	2.4750	1.3392	2.0500	1.2640	0.8250	1.4913	1.1143
1957.....	1.4091	2.4610	1.3427	1.7494	1.2902	0.7612	1.4633	1.4610
1958.....	1.4385	2.3446	1.2712	1.6569	1.2462	0.7508	1.2942	1.6185
1959.....	1.4627	2.4792	1.2819	1.7453	1.2210	0.7377	1.2838	1.4358
1960.....	1.5309	1.9377	1.3359	1.6641	1.2548	0.7888	1.3166	1.6033
1961.....	1.5706	2.0943	1.3170	1.6878	1.2658	0.8794	1.3149	1.5410
1962.....	1.5039	2.5293	1.3287	1.7461	1.2165	0.8706	1.244	1.5547
1963.....	1.4960	2.5188	1.3024	1.9690	1.1917	0.9712	1.2569	1.7051
1964.....	1.4585	2.4293	1.3281	1.9434	1.2036	0.9563	1.3300	1.6375
1965.....	1.3071	2.8533	1.2266	2.1433	1.2022	0.9900	1.3352	1.6667
1966.....	1.3498	2.4869	1.3584	1.8529	1.3691	0.8170	1.5021	1.7974
1953-1966: Average Hirings Minus Separations								
	0.19857		0.32786		0.27786		0.16500	
(Ontario = 0.24)								

in the next section indicates, seasonal unemployment is more severe in the eastern regions. Some unpublished statistics from the Labor Force Survey on unemployment duration in Ontario and the eastern regions for the period 1966-70 are presented in Table XXIII. They are probably downward biased due to the arbitrary assumptions under which different duration intervals were combined into a summary measure of duration. For most years, the average duration of unemployment was 20 to 30 per cent higher in the Atlantic region and Quebec than in Ontario. The average duration in Quebec appears to have increased relatively over this five-year period, a trend consistent with the growing disparity between unemployment rates in the two provinces.

Despite weaknesses in the duration data, the information available on regional hires, separations, unemployment and vacancies is sufficient to permit empirical estimation of regional, vacancy-unemployment relationships. The purpose of this estimation is to determine whether the turnover characteristics adequately explain the directly derived vacancy-unemployment curves of the last section. If they do they reinforce previous conclusions about the nature of regional unemployment differences.

TABLE XXII

Unemployed Duration Estimated as a Fraction of Duration  
in Ontario (Per Cent)

Year	Atlantic	Quebec	Prairies	Pacific
1953.....	122.0	54.8	-36.6	49.8
1954.....	8.54	24.8	-50.1	-5.82
1955.....	47.7	55.6	-26.1	-25.5
1956.....	96.8	71.8	-43.9	-37.7
1957.....	105.2	40.7	-52.9	-0.023
1958.....	90.6	38.6	-49.5	32.4
1959.....	101.6	46.3	-48.3	15.2
1960.....	40.7	32.8	-46.6	28.7
1961.....	52.4	37.1	-38.6	22.6
1962.....	102.5	41.7	-32.6	31.1
1963.....	102.3	66.7	-22.1	44.8
1964.....	97.1	61.5	-24.7	30.75
1965.....	148.3	91.7	-21.2	33.1
1966.....	113.7	49.8	-55.2	29.5
Average.....	87.8	50.9	-39.2	17.78
Standard Deviation.....	35.8	17.03	11.5	24.87
Coefficient of Variation.....	0.41	0.334	0.294	1.39

NOTE: The difference, in percentage, between the unemployment and separation ratios in Table XXI provides these estimates of the percentage difference in unemployment duration between a given region and Ontario.

The model is described along the lines of the discussion in chapter three on the relationship between the Phillips curve and turnover. The regional hiring rate in any month is explained by the number of potential job matches (vacancies times unemployment) in the preceding month plus, in some cases, additional lag terms for vacancies and unemployment designed to capture rate of change effects. For example, if the unemployment rate has been falling from one month to the next, this may act as a signal for employers to increase their hiring now before the labor market tightens further. Alternatively, since seasonally unadjusted data are used, the rate of change effects may register seasonal rhythms in the level of economic activity. In logarithmic form, the hiring rate is expressed as  $\ln H_t = \ln K_H + u \ln U_{-1} + v \ln V_{-1}$  where  $\ln K_H$  is a parameter measuring the efficiency of job search in the labor market, and  $u$  and  $v$  are the elasticity of hires with respect to the unemployment and vacancy rates, respectively.<sup>11</sup> With additional lag terms the formula-

<sup>11</sup> The parameters  $u$  and  $v$  are expected to lie in a range bounded by zero and unity if they are to have a meaningful interpretation.



TABLE XXIII

## Average Unemployment Duration by Eastern Province (Months)

		New- Brunswick	New- found- land	Nova Scotia	Quebec	Ontario
1966	1st Q.....	2.1936	2.4302	2.1419	2.2466	2.0443
	2nd Q.....	2.7716	3.0581	2.7139	2.6341	2.0243
	3rd Q.....	1.8577	1.6818	2.0321	2.5551	1.7455
	4th Q.....	1.6795	2.0871	2.0594	2.4325	1.9061
	Average.....	(1.9985)	(2.0093)	(2.2316)	(2.4837)	(1.9343)
1967	1st Q.....	2.1454	2.4186	2.2421	2.2313	1.8199
	2nd Q.....	2.8702	3.5266	2.6864	2.5472	1.8527
	3rd Q.....	1.7679	2.3795	2.2091	2.8729	1.8962
	4th Q.....	1.5735	2.6774	1.8088	2.5391	1.8655
	Average.....	(1.9429)	(2.5452)	(2.2334)	(2.7429)	(1.8686)
1968	1st Q.....	2.4141	2.5766	2.2736	2.4680	2.2444
	2nd Q.....	3.2077	3.4386	2.9320	2.9018	2.4382
	3rd Q.....	2.4212	2.5953	2.8500	3.1540	2.2813
	4th Q.....	1.8141	2.8868	2.1089	2.6521	2.1005
	Average.....	(2.4406)	(2.8804)	(2.5112)	(2.9618)	(2.2089)
1969	1st Q.....	2.4776	2.6579	2.4059	3.1494	2.3679
	2nd Q.....	3.0976	3.2397	3.2311	3.2942	2.3427
	3rd Q.....	2.4595	2.7407	3.0758	3.5184	2.2242
	4th Q.....	1.8111	2.1908	2.1261	3.0225	2.1483
	Average.....	(2.5238)	(2.7286)	(2.6997)	(3.2373)	(2.2055)
1970	1st Q.....	2.4830	2.8828	2.4103	3.0971	2.2506
	2nd Q.....	3.1375	3.3148	2.8675	3.5357	2.4653
	3rd Q.....	2.7885	2.9176	3.3952	3.3333	2.6003
	Average.....	(2.7735)	(2.9624)	(3.1931)	(3.3221)	(2.5451)

SOURCE: Unpublished Labor Force Survey Information, Statistics Canada.

NOTE: (1) Average Duration was calculated as twice the number unemployed 1-3 months plus five times the number unemployed 4-6 months, plus nine times the number unemployed more than six months, all over the total number unemployed.

tion becomes, for example,  $\ln H_t = \ln K_H + u_1 \ln U_{-1} + u_2 \ln U_{-2} + v_1 \ln V_{-1} + v_2 \ln V_{-2}$  or equivalently,  $\ln H_t = \ln K_H + (u_1 + u_2) \ln U_{-1} - u_2 (1 \ln U_{-1} - 1 \ln U_{-2}) + (v_1 + v_2) \ln V_{-1} - v_2 (1 \ln V_{-1} - 1 \ln V_{-2})$ . Where this formulation was used, only steady state results were examined by setting the other lag terms equal to  $\ln U_{-1}$  or  $\ln V_{-1}$ .

The separation rate is assumed to be a function of regional labor market tightness as measured by the ratio of vacancies to unemployment. In logarithmic form the separation rate is expressed as  $\ln S = \ln K_S + r \ln (V/U)_{-1}$  where  $\ln K_S$  is the probability per period of being detached from employment and  $r$  is the elasticity of separations with respect to the degree of labor market tightness.

The equations for hires and separations were regressed against monthly data for the period 1953-66. All the variables were measured as fractions of regional

employment. Employment and unemployment data came from the Labor Force Survey while vacancies were compiled from National Employment Service (NES) figures for job orders in each region. Because total regional vacancies  $V$  exceed NES vacancies by the fraction  $\alpha$ ,  $\alpha > 1$  using NES vacancies instead of the total means that the constant terms  $K_S$  and  $K_H$  are larger by the amount  $r \ln \alpha$  for separations and  $V \ln \alpha$  for hires than they would be if the unknown total level of vacancies had been used. These errors in the constant terms are assumed reasonable stable in size from one region to another. Since, as it turns out,  $r$ ,  $v$  and  $\alpha$  do not differ a great deal interregionally, this assumption may not be unwarranted although it does make the precision of the estimates less than is desirable.<sup>12</sup>

Regression results for the hires and separations equations are given in Tables XXIV—XXX. Looking at the Tables XXIV and XXVII it can be seen that the elasticity of separations with respect to labor market tightness is positive in all regions. This suggests the dominance of voluntary quits over

<sup>12</sup> In the derivation of the vacancy-unemployment equations from the turnover regressions, it is probable that the bias involved is small. The equations (see Table XXVI) involve subtracting  $K_H$  from  $K_S$  so that the error components in each constant cancel at least partially.

TABLE XXIV  
Regional Separations I

$\ln S$	$K_S$	$\ln V_0/U_0$	$\bar{R}^2$	D.W.
Atlantic.....	2.395 (56.56)	0.207 (8.95)	0.34	1.11
$\rho = 0.47$ .....	2.45 (37.94)	0.2414 (6.93)	0.47	1.96
Quebec.....	2.15 (79.0)	0.14 (9.05)	0.35	1.02
$\rho = 0.51$ .....	2.18 (49.65)	0.164 (6.69)	0.50	2.00
Ontario.....	1.78 (90.59)	0.121 (7.86)	0.29	0.96
$\rho = 0.54$ .....	1.81 (53.4)	0.146 (5.66)	0.48	1.96
Prairies.....	1.92 (176.25)	0.15 (12.22)	0.49	1.29
$\rho = 0.55$ .....	1.92 (124.15)	0.155 (9.22)	0.55	1.82
Pacific.....	2.23 (75.27)	0.183 (10.89)	0.44	1.21
$\rho = 0.11$ .....	2.236 (68.22)	0.183 (9.87)	0.46	1.30

NOTES: (1) The dependent variable in the regressions is the log of monthly regional separations as a fraction of regional employment.  $V_0$  and  $U_0$  are defined as the previous quarterly average of unemployment and vacancy rates:  $U_0 = U_{-1} + U_{-2} + U_{-3}/3$ ;  $V_0 = V_{-1} + V_{-2} + V_{-3}/3$ .

(2)  $\rho$  is the Hildreth-Lu parameter used to transform the regressions and test for sensitivity to autocorrelation. These transformed regressions are given on the second line for each region.

(3) t-ratios are given in brackets underneath the regression coefficients.  $\bar{R}^2$  is the adjusted  $R^2$  in the first regression and the unadjusted  $R^2$  in the Hildreth-Lu transformation. D.W. is the Durban-Watson statistic.



TABLE XXV

## Regional Hires I

ln H	K <sub>H</sub>	ln V <sub>0</sub>	ln U <sub>0</sub>	$\bar{R}^2$	D.W.
Atlantic.....	0.864 (7.20)	0.864 (9.54)	0.35 (8.33)	0.41	1.14
$\rho = 0.43$ .....	0.945 (6.05)	0.774 (6.70)	0.33 (5.81)	0.52	1.77
Quebec.....	1.45 (14.02)	0.35 (6.80)	0.193 (4.08)	0.23	1.12
$\rho = 0.44$ .....	1.44 (9.88)	0.35 (4.62)	0.20 (3.03)	0.38	1.91
Ontario.....	1.46 (16.53)	0.30 (4.44)	0.103 (1.80)	0.13	0.73
$\rho = 0.66$ .....	1.26 (8.45)	0.43 (3.54)	0.234 (2.47)	0.49	2.09
Prairies.....	0.99 (13.67)	0.80 (12.54)	0.291 (8.68)	0.51	1.11
$\rho = 0.45$ .....	1.06 (10.72)	0.737 (8.46)	0.27 (5.88)	0.61	1.99
Pacific.....	1.39 (15.57)	0.71 (10.65)	0.27 (5.82)	0.43	0.82
$\rho = 0.38$ .....	1.61 (13.53)	0.48 (5.69)	0.164 (2.63)	0.52	1.42

NOTES: (1) The dependent variable in the regressions is the log of monthly regional hires as a fraction of regional employment.  $V_0$  and  $U_0$  are defined as the previous quarterly average of unemployment and vacancy rates:  $U_0 = U_{-1} + U_{-2} + U_{-3}/3$ ;  $V_0 = V_{-1} + V_{-2} + V_{-3}/3$ .

(2)  $\rho$  is the Hildreth-Lu parameter used to correct for autocorrelation. The transformed regressions are presented on the second line for each region.

(3) t-ratios are given in brackets underneath the regression coefficients.  $\bar{R}^2$  is the adjusted  $R^2$  in the first regression and the unadjusted  $R^2$  in the Hildreth-Lu transformation. D.W. is the Durban-Watson statistic.

involuntary separations in all labor markets so that increases in labor demand stimulate larger amounts of turnover which keeps the unemployment rate from declining as fast as it would otherwise. When the equations are uncorrected for serial correlation, this responsiveness is more pronounced in the Atlantic region than elsewhere. Applying the Hildreth-Lu procedure to remove serial correlation, however, increased the measure of responsiveness in Ontario and B.C. so that the rates in these areas were about equal to that in the Atlantic region. Nonetheless, in terms of the size of the turnover flow parameter  $K_s$ , the ranking of the regions from largest to smallest, (i.e., Atlantic, B.C., Quebec, the Prairies and Ontario), was insensitive to the Hildreth-Lu transformation.

The hires regressions in Tables XXV, XXVIII and XXX, indicate that the flow from unemployment, and possibly from other employment, is positively related to both the previous unemployment rate and to the number of job vacancies in all regions. The sensitivity of hires to an increase in job vacancies was greatest in the Atlantic area followed by the Prairies, British Columbia, Quebec and Ontario in that order. The responsiveness of hiring to an increase in the unemployment rate was considerably less than that for vacancies, but

FIGURE 7

Vacancy-Unemployment Equations (Part B, Table XXVI)

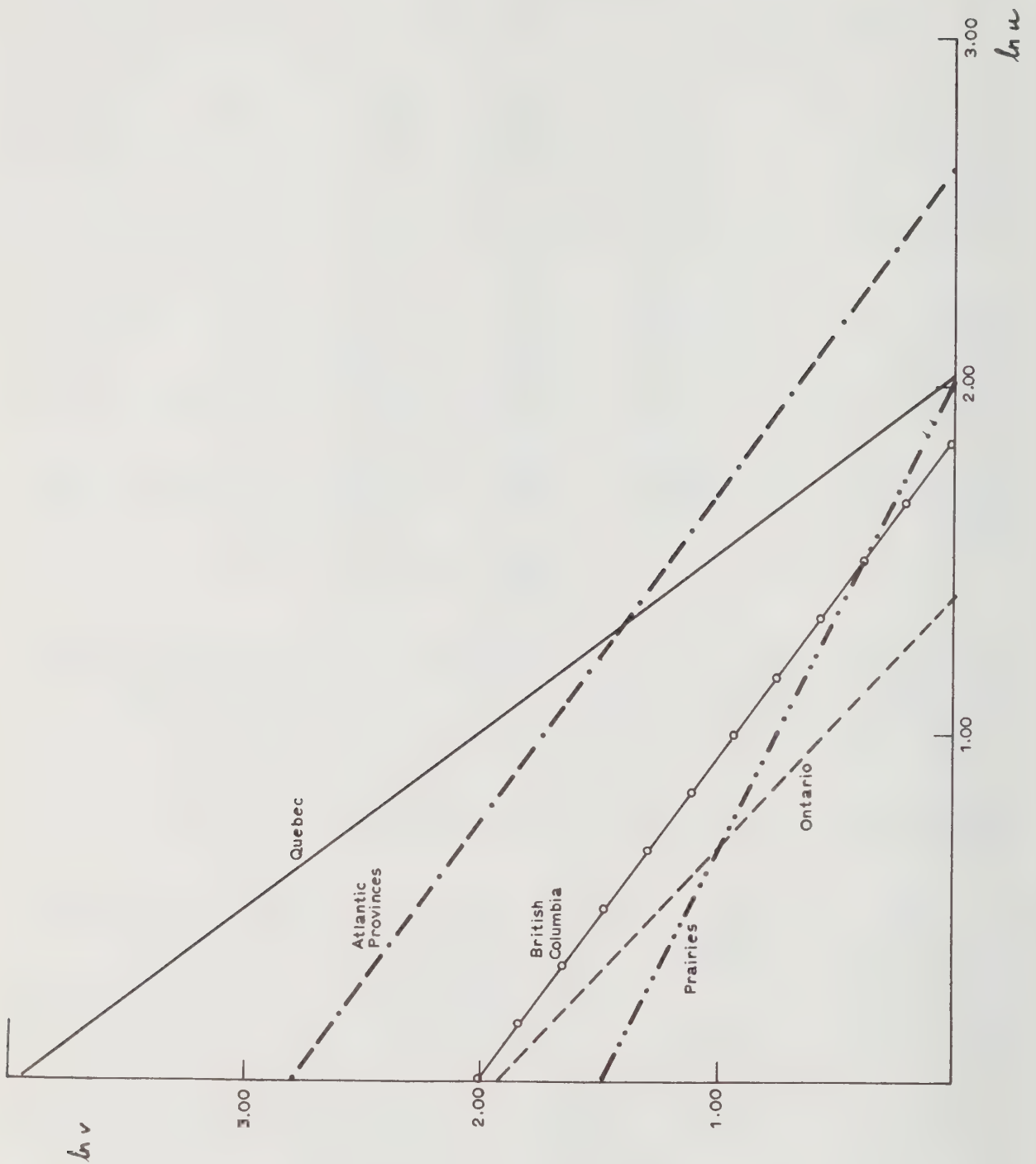




TABLE XXVI  
Regional Vacancy-Unemployment Relationships  
A. Parameter Values

	r	V	U	Ks	KH
Atlantic.....	0.24	0.774	0.33	2.45	0.945
Quebec.....	0.164	0.35	0.20	2.18	1.44
Ontario.....	0.146	0.43	0.234	1.81	1.26
Prairies.....	0.155	0.737	0.27	1.92	1.06
Pacific.....	0.183	0.48	0.164	2.24	1.61

B. Vancancy-Unemployment Equations

Atlantic.....	$\ln V = 2.826 - 1.073 \ln U$
Quebec.....	$\ln V = 3.978 - 1.957 \ln U$
Ontario.....	$\ln V = 1.936 - 1.338 \ln U$
Prairies.....	$\ln V = 1.484 - 0.73 \ln U$
Pacific.....	$\ln V = 2.108 - 1.168 \ln U$

NOTES: (1) The parameter values are taken from Tables XXIV and Table XXV.

(2) The equations in part B utilize the parameter values in the equation:  $\ln V = \frac{K_S - K_H}{V - r} - \left( \frac{r + U}{V - r} \right) \ln U$  whose derivation is described in the text.

TABLE XXVII  
Regional Separations II

ln S	Ks	$\ln (V/U)_{-1}$	$\bar{R}^2$	D.W.
Atlantic.....	2.28	0.139	0.18	0.97
	(52.17)	(5.86)		
$\rho = 0.52$ .....	2.29	0.150	0.40	1.87
	(35.99)	(4.51)		
Quebec.....	2.08	0.097	0.18	0.91
	(72.31)	(5.94)		
$\rho = 0.55$ .....	2.09	0.105	0.43	1.89
	(46.04)	(4.26)		
Ontario.....	1.78	0.115	0.28	0.88
	(93.6)	(7.77)		
$\rho = 0.626$ .....	1.83	0.169	0.52	2.01
	(51.91)	(6.76)		
Prairies.....	1.90	0.114	0.33	1.10
	(156.62)	(8.73)		
$\rho = 0.46$ .....	1.90	0.107	0.46	1.75
	(97.57)	(5.87)		
Pacific.....	2.21	0.169	0.44	1.01
	(81.02)	(11.07)		
$\rho = 0.23$ .....	2.23	0.184	0.51	1.26
	(69.47)	(10.30)		

NOTES: (1) The dependent variable is the log of the monthly separations rate. The independent variable was the ratio of regional vacancies to unemployment lagged one month.

(2)  $\rho$  is the Hildreth-Lu parameter used to transform the original regressions. The transformed regressions appear on the second line for each region.

(3) t-ratios are given in brackets beneath the regression coefficients.  $\bar{R}^2$  is the adjusted  $R^2$  in the original regressions and the unadjusted  $R^2$  in the transformed regressions. D.W. is the Durban-Watson statistic.

TABLE XXVIII

## Regional Hires

## IIa

	$K_H$	$\ln U_{-1}$	$\ln V_{-1}$	$\bar{R}^2$	D.W.
Atlantic.....	1.38 (13.702)	0.147 (3.89)	0.72 (10.09)	0.39	1.05
$\rho = 0.52$ .....	1.49 (12.07)	0.125 (2.48)	0.57 (7.78)	0.54	1.93
Quebec.....	1.82 (20.4)	0.012 (0.30)	0.29 (6.40)	0.28	1.13
$\rho = 0.43$ .....	1.80 (15.53)	0.02 (0.36)	0.30 (5.07)	0.41	1.99
Ontario.....	1.69 (22.85)	-0.05 (-1.22)	0.25 (4.49)	0.24	0.82
$\rho = 0.51$ .....	1.73 (17.96)	-0.06 (-1.52)	0.25 (3.24)	0.51	2.06
Prairies.....	1.35 (21.69)	0.06 (2.05)	0.644 (11.56)	0.49	1.28
$\rho = 0.47$ .....	1.55 (20.25)	-0.006 (-0.18)	0.46 (7.02)	0.58	2.13
Pacific.....	1.79 (21.67)	0.06 (1.27)	0.50 (8.44)	0.41	1.51

## IIb

Atlantic.....	1.15 (12.96)	0.26 (7.28)	0.712 (11.53)	0.50	1.28
Quebec.....	1.56 (19.96)	0.14 (3.72)	0.35 (9.11)	0.35	1.23
Ontario.....	1.44 (21.04)	0.11 (2.39)	0.364 (7.19)	0.26	0.83
$\rho = 0.59$ .....	1.42 (13.86)	1.13 (0.92)	0.351 (4.91)	0.51	2.22
Prairies.....	1.25 (25.17)	0.16 (5.86)	0.65 (5.86)	0.57	1.48
Pacific.....	1.62 (22.84)	0.15 (3.93)	0.55 (11.22)	0.46	1.52

NOTES: (1) The dependent variable is the log of the monthly hiring rate. In IIa,  $U_{-1}$ ,  $V_{-1}$  are vacancy and unemployment rates in the region lagged one month; in IIb,  $U_0 = U_{-1} + U_{-2} + U_{-3}/3$  is substituted for  $u - 1$ .

(2)  $\rho$  is the Hildreth-Lu parameter used to transform the original equation.

(3) t-ratios are in brackets beneath the regression coefficients.  $\bar{R}^2$  and D.W. are the adjusted  $R^2$  and the Durban-Watson statistics respectively.



TABLE XXIX

## Regional Vacancy—Unemployment Relationships II

## A. Parameter Values

	r	V	U	K <sub>S</sub>	K <sub>H</sub>
Atlantic.....(1)	0.15	0.57	0.125	2.29	1.49
.....(2)	0.15	0.71	0.26	2.29	1.15
Quebec.....(1)	0.105	0.30	0.0	2.09	1.80
.....(2)	0.105	0.35	0.14	2.09	1.56
Ontario.....(1)	0.169	0.25	0.0	1.83	1.73
.....(2)	0.169	0.35	0.11	1.83	1.44
Prairies.....(1)	0.107	0.46	0.0	1.90	1.55
.....(2)	0.017	0.65	0.16	1.90	1.25
Pacific.....(1)	0.184	0.50	0.0	2.23	1.79
.....(2)	0.184	0.55	0.15	2.23	1.62

## B. Vancancy-Unemployment Equations

Atlantic.....(1)	$\ln V = 1.90 - 0.66 \ln U$
.....(2)	$\ln V = 2.03 - 0.73 \ln U$
Quebec.....(1)	$\ln V = 1.49 - 0.54 \ln U$
.....(2)	$\ln V = 2.16 - 1.00 \ln U$
Ontario.....(1)	$\ln V = 1.23 - 2.08 \ln U$
.....(2)	$\ln V = 2.04 - 1.57 \ln U$
Prairies.....(1)	$\ln V = 0.99 - 0.303 \ln U$
.....(2)	$\ln V = 1.20 - 0.49 \ln U$
Pacific.....(1)	$\ln V = 1.39 - 0.51 \ln U$
.....(2)	$\ln V = 1.67 - 0.91 \ln U$

NOTES: (1) The parameter values are taken from Tables XXVII and XXVIII.

(2) The vacancy-unemployment equations utilize the parameter values above in the equation

$$\ln V = \frac{K_S - K_H}{V - r} - \left( \frac{r + U}{V - r} \right) \ln U \text{ whose derivation is explained in the text of chapter five.}$$

was highest in the Atlantic region followed by the Prairies, British Columbia, Quebec and Ontario in that order. At the same time, the parameter for the efficiency of job search was always lowest in the Atlantic region and usually highest in British Columbia. The Prairies had the second lowest value for efficiency of job search with Ontario and Quebec usually sandwiched in between the Prairies and B.C. When rate of change effects for unemployment and vacancies were admitted, (Table XXX) the steady state values of the elasticities for unemployment and vacancies were normally lower in all regions than in the regressions where there were no lag effects. The dynamic pattern seemed to be one in which hirings increased as unemployment was declining and as vacancies were increasing. In Ontario, unlike other provinces, the elasticity on the unemployment rate was zero for most specifications, and hirings were sensitive only to the previous rate of change in unemployment. This could reflect a tendency in that province for members of the labor force to have a job already lined up before they quit their current employment. If so, the fact that quits

FIGURE 8

Vacancy-Unemployment Equations  
(Equation 1, part B, Table XXIX)

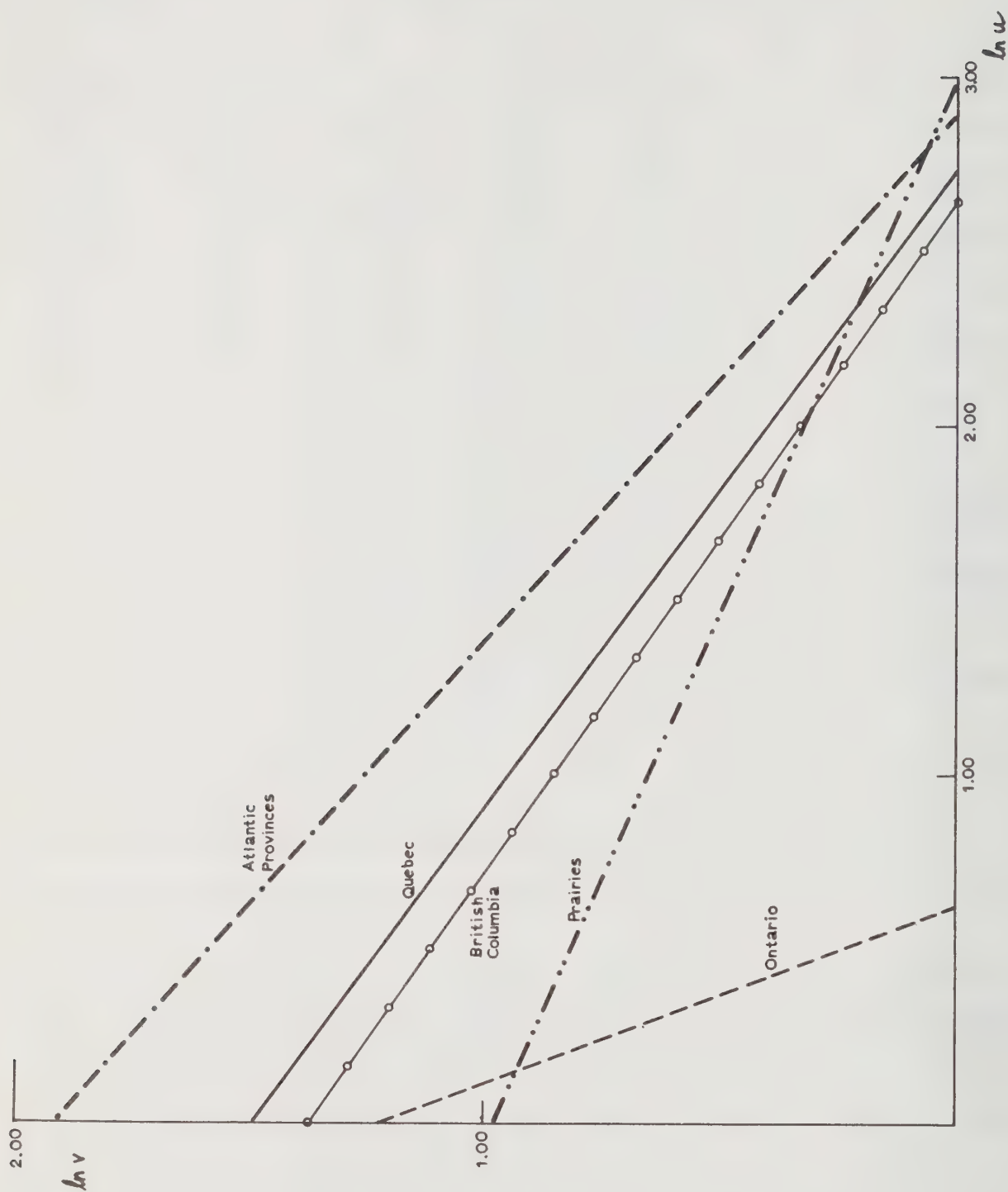




FIGURE 9

Vacancy-Unemployment Equations  
(Equation 2, part B, Table XXIX)

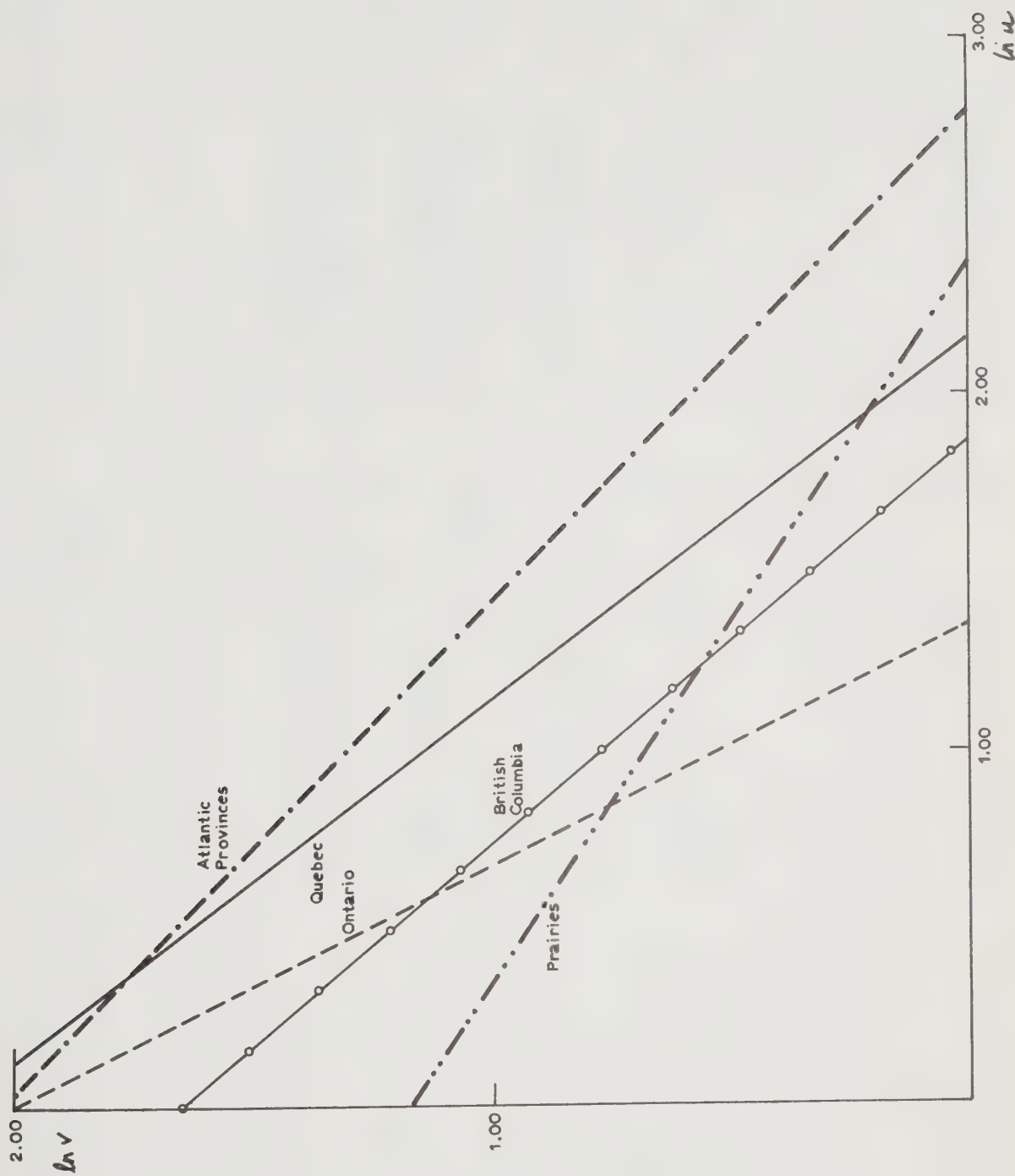


TABLE XXX

## Regional Hires

## IIIa

ln H	K <sub>H</sub>	ln V <sub>-1</sub>	ln U <sub>-2</sub>	ln U <sub>-3</sub>	$\bar{R}^2$	D.W.
Atlantic.....	1.17 (15.44)	0.63 (11.03)	-0.054 (-0.89)	0.32 (5.41)	0.58	1.58
Quebec.....	1.57 (24.33)	0.28 (7.88)	-0.23 (-3.46)	0.38 (6.03)	0.47	1.59
Ontario.....	1.43 (24.33)	0.31 (6.52)	-0.254 (-3.00)	0.385 (4.94)	0.37	1.18
Prairies.....	1.32 (31.25)	0.52 (11.87)	-0.123 (-2.62)	0.297 (6.50)	0.67	1.84
Pacific.....	1.65 (26.55)	0.45 (9.20)	-0.224 (-2.63)	0.363	0.53	1.44

## IIIb

ln H	K <sub>H</sub>	ln V <sub>-1</sub>	ln U <sub>-1</sub>	ln U <sub>-3</sub>	$\bar{R}^2$	D.W.
Atlantic.....	1.22 (14.11)	0.61 (9.92)	-0.06 (-1.50)	0.31 (8.38)	0.58	1.59
Quebec.....	1.73 (23.7)	0.203 (5.30)	-0.24 (-5.45)	0.314 (8.72)	0.52	1.73
Ontario.....	1.63 (27.26)	0.16 (3.41)	-0.405 (-7.54)	0.404 (9.27)	0.51	1.32
Prairies.....	1.45 (30.06)	0.42 (8.82)	-0.17 (-5.40)	0.294 (10.68)	0.71	1.82
Pacific.....	1.82 (26.03)	0.32 (5.81)	-0.303 (-5.21)	0.356 (7.96)	0.58	1.26

## IIIc

ln H	K <sub>H</sub>	ln V <sub>-1</sub>	ln U <sub>-1</sub>	ln U <sub>-2</sub>	ln U <sub>-3</sub>	$\bar{R}^2$	D.W.
Atlantic.....	1.25 (13.37)	0.59 (9.39)	-0.117 (-1.46)	0.10 (0.82)	0.255 (3.47)	0.58	1.59
Quebec.....	1.79 (22.82)	0.18 (4.56)	-0.396 (-4.60)	0.26 (2.10)	0.18 (2.44)	0.535	1.84
Ontario.....	1.66 (28.29)	0.15 (3.31)	-0.58 (-7.65)	0.345 (3.24)	0.225 (3.24)	0.54	1.35
Prairies.....	1.48 (30.31)	0.39 (8.31)	-0.297 (-5.53)	0.213 (2.87)	0.186 (4.00)	0.72	1.83
Pacific.....	1.84 (26.03)	0.31 (5.61)	-0.423 (-4.78)	0.218 (1.79)	0.244 (3.18)	0.59	1.32

NOTES: (1) The dependent variable is the log of the monthly hiring rate. V<sub>-1</sub> is the vacancy rate lagged one month while U<sub>-1</sub>, U<sub>-2</sub>, and U<sub>-3</sub> are unemployment rates lagged one, two and three months respectively.

(2) t-ratios are in brackets beneath the regression coefficients.  $\bar{R}^2$  is the adjusted R<sup>2</sup> and D.W. is the Durban-Watson statistic.



TABLE XXXI

## Regional Vacancy—Unemployment Relationships III

## A. Parameter Values

		r	V	U	K <sub>S</sub>	K <sub>H</sub>
Atlantic.....	(1)	0.15	0.63	0.266	2.29	1.17
	(2)	0.15	0.61	0.25	2.29	1.22
	(3)	0.15	0.59	0.24	2.29	1.25
Quebec.....	(1)	0.105	0.28	0.148	2.09	1.57
	(2)	0.105	0.20	0.074	2.09	1.73
	(3)	0.105	0.18	0.043	2.09	1.79
Ontario.....	(1)	0.169	0.31	0.131	1.83	1.43
	(2)	0.169	0.16	0.0	1.83	1.63
	(3)	0.169	0.15	0.0	1.83	1.66
Prairies.....	(1)	0.107	0.52	0.174	1.90	1.32
	(2)	0.107	0.42	0.124	1.90	1.45
	(3)	0.107	0.39	0.102	1.90	1.48
Pacific.....	(1)	0.184	0.45	0.14	2.23	1.65
	(2)	0.184	0.32	0.05	2.23	1.82
	(3)	0.184	0.31	0.04	2.23	1.84

## B. Vacancy—Unemployment Equations

Atlantic.....	(1).....	$\ln V = 2.33 - 0.87 \ln U$
	(2).....	$\ln V = 2.33 - 0.87 \ln U$
	(3).....	$\ln V = 2.36 - 0.89 \ln U$
Quebec.....	(1).....	$\ln V = 2.97 - 1.44 \ln U$
	(2).....	$\ln V = 3.78 - 1.83 \ln U$
	(3).....	$\ln V = 4.00 - 1.91 \ln U$
Ontario.....	(1).....	$\ln V = 2.83 - 2.12 \ln U$
	(2) }	$(V - r) < 0$
	(3) }	$(V - r) < 0$
Prairies.....	(1).....	$\ln V = 1.40 - 0.68 \ln U$
	(2).....	$\ln V = 1.43 - 0.74 \ln U$
	(3).....	$\ln V = 1.48 - 0.74 \ln U$
Pacific.....	(1).....	$\ln V = 2.18 - 1.22 \ln U$
	(2).....	$\ln V = 3.01 - 1.72 \ln U$
	(3).....	$\ln V = 3.09 - 1.78 \ln U$

NOTES: (1) r, K<sub>S</sub> are the same as in Table XXVII.

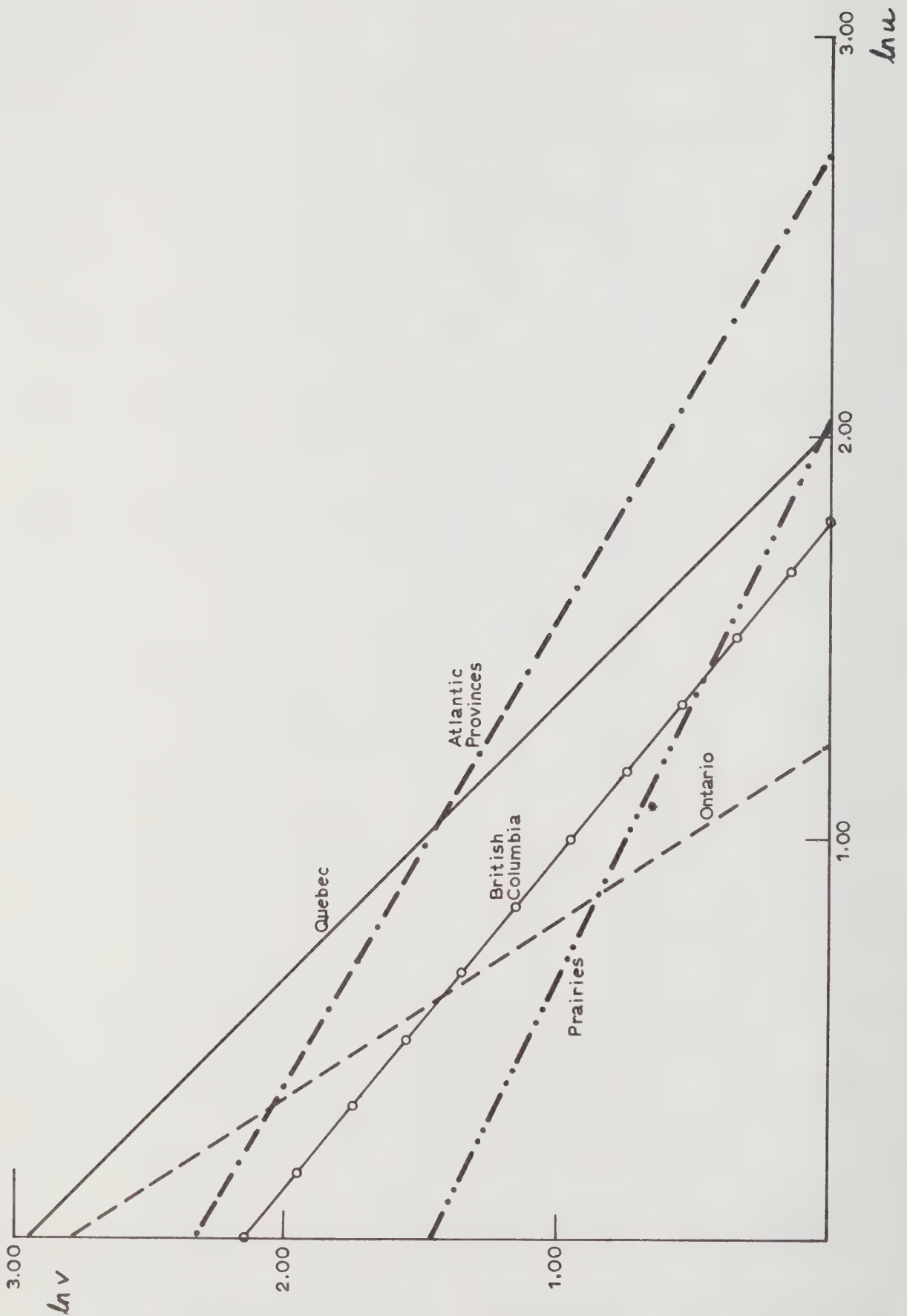
(2) Values from u, v, and K<sub>H</sub> are from Tables XXX.

(3) Vacancy-unemployment equations utilize the parameter values above in the equation:

$$\ln V = \frac{K_S - K_H}{v - r} - \left( \frac{r + u}{v - r} \right) \ln U \text{ whose derivation is explained on page 111.}$$

FIGURE 10

Vacancy-Unemployment Equations  
(Equation 1, part B, Table XXXI)





and hires tend to occur without an intervening period of unemployment could be important in explaining the relatively low unemployment rate of that province.

By combining the equations for hires and quits an equilibrium vacancy-unemployment equation is derived for each region of the form,

$$\ln V = \frac{K_s - K_H}{v - r} - \left( \frac{r + u}{v - r} \right) \ln U.$$

This equation was calculated using parameter values from each of the six specifications for hires and separations and results in the six equations shown in Tables XXVI, XXIX and XXXI. Along a 45° line for any specification it is apparent that the level of both vacancies and unemployment in the Atlantic and Quebec regions is relatively larger than in other regions, indicating a greater degree of labor market inefficiency in the former areas. By this criterion Ontario and sometimes British Columbia, have the most efficient labor markets. Curiously the unemployment rate for the Prairies is sometimes higher than that for B.C. for a given level of vacancies and it could be that the experiment is a failure in the case of the Prairies. On the whole, however, these results confirm the conclusion reached earlier: Quebec and the Atlantic area tend to have above-average unemployment rates in large part because of the relative inefficiency with which their labor markets operate.

Why inefficiency is relatively more severe in the Quebec and Atlantic areas remains unexplained. To peer beneath the aggregate turnover data and discover why particular individuals sever their attachment to employment or experience difficulty in re-establishing employment once unemployed is beyond the scope of this study. It would require much more micro-information on the operation of labor markets than is available today. Here, only some tentative answers can be advanced which should be regarded more as an agenda for future research.

Consider first the higher than average duration of unemployment or job search. It may partly reflect lower levels of educational attainment so the skills one requires are obtained on the job and when the job disappears the acquired training is not readily transferable to other jobs. It may also indicate a wider wage structure which yields a high payoff to more prolonged job search. Finally, labor markets in these areas may be relatively thin in the sense of generating a narrow range of job alternatives so that one has to travel large distances to canvas potential jobs. The one-industry town which is isolated from other labor markets would exemplify this sparseness of opportunity.

Any number of reasons may be adduced to explain higher turnover rates. Some employers in these regions have alleged that there is a lack of commitment to the industrial system that stems from a distaste for the monotony and routine of many manufacturing jobs and from a strong desire for leisure, especially during hunting seasons.<sup>13</sup> The layoff behavior of employers may be

<sup>13</sup> Larsen notes that several ADA-sponsored plants in New Brunswick had problems of holding and obtaining employees for full-time work. "Many workers follow the traditional occupation pattern involving perhaps some fishing, Christmas tree cutting, supplemented by perhaps some work in a processing plant, and possibly also a habitual unemployment period or some other combination". H. K. Larsen, *A Study of the Economic Impacts Generated by ADA-Assisted Manufacturing Plants Located in the Province of New Brunswick*, March, 1969, p. VII—5, mimeo.

another factor. If employers perceive that they can lay off workers whenever demand for their product declines and rehire them easily as demand improves, they may be more prone to cut their staff when demand falls off. Such employer behavior may be facilitated by the system of unemployment insurance-welfare benefits which encourages workers to stay where they are waiting for recall instead of looking elsewhere. Moreover, the same system of benefits may even induce a worker to quit once his insurance premiums are paid up to cover an eligibility period or when his welfare benefits would be reduced by a dollar for every extra dollar earned. Another part of the explanation probably lies in the larger number of relatively low paid, unattractive jobs in these regions which, in conjunction with a strong seasonality pattern, produces short duration jobs and more frequent bouts of unemployment. Whatever the weights of these various factors, the whole issue of job turnover deserves more intensive study than it has received in the past. It is just not much help to know a person is unemployed because he can't find a job.

### ADDITIONAL EVIDENCE OF LABOR MARKET EFFICIENCY

This section is somewhat of a hodge-podge. It explores several methods of detecting greater labor market inefficiency in the eastern regions. Its purpose is to corroborate the argument of the preceding sections with a greater weight of circumstantial evidence. It also offers some skimpy material on the possible role of minimum wages, welfare and unemployment insurance benefits in influencing regional unemployment.

Information from the Unemployment Insurance Commission (UIC) is one of the few sources of data which provide a means of linking regional unemployment with its duration and industrial origin and with the incomes of the unemployed. From annual reports of the UIC it is possible to construct a fairly good proxy for the average duration of unemployment: the number of weeks paid on regular benefit periods terminated, by province, divided by the number of regular benefit periods terminated in a given year. This proxy measure probably underestimates the actual duration of unemployment in each province since it makes no allowance for those who exhaust their benefits after receiving them for the maximum number of weeks. For a group of 30 industries from 1960-63 and 13 industries for the period 1964, 1966-67, the simple unweighted average of these ratios was calculated for each province and year. For each year the measure of average duration is higher in the Maritimes and Quebec than Ontario. This result, reported in Table XXXII cannot be interpreted as a strong indication of a more acute structural problems in the former areas. While higher average duration could arise from more structural problems, it could also be due to greater demand deficiency. Higher-than-average unemployment durations could be either cause or effect of higher-than-average unemployment rates.

However, if a region has higher-than-average unemployment duration, there is no reason to suspect that its interindustry variance of duration must also be higher than average. In fact, the measure of variance offers a crude method of



gauging the extent of intraregional labor market imbalances. A higher variance in one region than in another would indicate that the probability of being rehired in a different industry than the one from which employment was terminated was lower in the first region than in the second. That is, the higher variance suggests more segmentation within the labor markets of a region or greater barriers to interindustry mobility. On this interpretation Table XXXII shows that the variance is much higher in the Maritimes and Quebec than in Ontario. After 1966, however, the evidence becomes less convincing, probably because a higher degree of aggregation tends to obscure mismatching. Also, the figures before and after 1964 are not really comparable since an industry reclassification occurred that year.

Since structural unemployment has its roots in the composition of the labor force it makes sense to analyze the information available on this composition. Using unpublished monthly data of the Labor Force Survey for 1966–70 (a total of 56 months) an effort was made to test for the differential regional presence of structural unemployment by examining the behavior of provincial unemployment for two groups, unemployed laborers and long-term (more than six months) unemployed. A log regression of the numbers in each group was run against total unemployment in the region and a time trend. The trend is meant to capture cyclical influences from 1966 onward and provincial differences in labor force growth.

If the Atlantic region has greater structural problems than Ontario or Quebec, the regression results should show a smaller positive coefficient (elasticity) on the overall unemployment variable in the Maritimes than elsewhere. A smaller elasticity for the Maritimes would reflect the relatively greater difficulty there of absorbing unemployed laborers and long term unemployed into jobs when demand is stimulated in that region. The regression results in Tables XXXIII and XXXIV bear out these expectations the absorption elasticity being smallest in the Atlantic area, and smaller for the long-term unemployed than for unemployed laborers. However, when an attempt is made to remove some serious autocorrelation in the equations, much of the regional variation that previously existed is obliterated. Since there is some evidence that participation rate responses to economic activity are stronger in the Atlantic area, the elasticities of absorption with respect to employment changes would be even smaller *vis-à-vis* Ontario than those indicated by unemployment changes<sup>14</sup>.

---

<sup>14</sup> For each eastern region including Ontario the log of the labor force participation rate was regressed against the log of the ratio of employment to labor force and the reciprocal of the population. The last term was included to correct for spurious correlation arising from changes in the denominator of the other ratios. The results indicated that a one per cent increase in employment would raise the participation rate by 0.31 per cent in Newfoundland, about 0.5–0.6 per cent in Nova Scotia and New Brunswick, and about 0.4 per cent in Quebec and Ontario. See Table XXXV.

If the elasticity of employment with respect to unemployment is denoted by  $\alpha$ ,  $\alpha$  appears to be higher in the Atlantic region than elsewhere. Thus the elasticity of absorption with respect to employment changes, the product of  $1/\alpha$  and the elasticities in Tables XXXII and XXXIV, should also be relatively smaller in the Atlantic area.

TABLE XXXII

## Average Duration and Internal Dispersion of Duration of Unemployment by Eastern Province

Year	Newfoundland		Nova Scotia		New Brunswick		Quebec		Ontario	
	$\bar{X}$	$\sigma^2$	$\bar{X}$	$\sigma^2$	$\bar{X}$	$\sigma^2$	$\bar{X}$	$\sigma^2$	$\bar{X}$	$\sigma^2$
1960.....	15.5	4.014	16.23	4.234	15.12	3.54	15.06	2.82	14.1	2.3
1961.....	16.35	4.28	15.51	2.919	14.62	3.04	14.79	3.03	13.7	2.2
1962.....	16.2	6.066	15.16	4.534	14.4	4.96	12.8	3.36	12.6	3.08
1963.....	15.8	4.58	13.9	3.51	14.3	2.92	13.1	4.48	11.8	2.4
1964.....	15.5	2.09	13.7	2.47	14.1	1.45	14.6	4.86	11.9	1.34
1966.....	15.0	4.55	12.7	4.96	14.26	2.08	11.46	2.45	11.0	1.95
1967.....	16.4	3.46	14.0	1.96	14.2	1.8	13.5	2.88	11.56	1.98
1968.....	16.3	2.47	13.06	3.07	14.7	1.53	14.3	2.03	13.2	2.49

SOURCE: Canada, Unemployment Insurance Commission, *Annual Reports*, Ottawa, 1960-68.NOTE: (1) Average duration  $\bar{X}$  is measured as the number of weeks paid on benefits established as a fraction of the number of benefits established.  $\sigma^2$  is the interindustry variance of this average duration in each region.



TABLE XXXIII

Unemployed Laborers and Total Unemployment  
by Eastern Province (monthly, 1966-70)

$\ln U_t$	K	$\ln U$	t	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland.....	-1.014 (-9.08)	1.06 (10.8)	0.143 (4.12)	0.736	1.33
$\rho = 0.36$ .....	-0.91 (-6.26)	0.98 (8.06)	0.132 (2.79)	0.77	2.06
Nova Scotia.....	-1.31 (-9.85)	1.28 (12.01)	-0.002 (0.07)	0.72	1.71
New Brunswick.....	-0.942 (-7.37)	0.867 (8.79)	0.106 (2.37)	0.60	1.29
$\rho = 0.35$ .....	-0.936 (-5.69)	0.869 (7.09)	0.101 (1.68)	0.66	2.06
Atlantic.....	-1.07 (-9.29)	1.03 (15.14)	0.09 (3.65)	0.82	0.97
$\rho = 0.55$ .....	-0.927 (-5.73)	0.97 (10.63)	0.07 (1.65)	0.87	1.97
Quebec.....	-1.35 (-6.01)	1.17 (10.14)	0.015 (0.42)	0.73	0.85
$\rho = 0.59$ .....	-1.17 (-3.61)	1.09 (6.75)	0.015 (0.28)	0.83	2.22
Ontario.....	1.80 (-5.94)	1.33 (7.83)	0.09 (1.83)	0.66	0.68
$\rho = 0.68$ .....	1.53 (-4.32)	1.22 (6.62)	0.07 (0.78)	0.82	2.29

SOURCE: The unemployment data comes from unpublished tabulations of the Labor Force Survey, Statistics Canada.

NOTES: (1) The dependent variable is the log of the number of unemployed laborers in each province or region.  $\ln U$  is the log of the total number unemployed while  $t$  is a time trend.

(2)  $\rho$  is the Hildreth-Lu parameter and indicates that the Hildreth-Lu technique has been used to remove autocorrelation.  $\bar{R}^2$  is the  $R^2$  from residuals with the Hildreth-Lu regressions and the adjusted  $R^2$  otherwise; D.W. is the Durban-Watson statistic, t-scores are given in brackets beneath the regression coefficients.

The analysis so far has focussed on the behaviour of regional unemployment. If structural labor market problems are more acute in the Quebec-Atlantic region than elsewhere, they should also be observable in the behaviour of regional employment. One hypothesis is that employers in labor markets where structural rigidities are most extreme have more difficulty adjusting the size of their labor force to an increase in demand for their output. To test this hypothesis a stock adjustment model of regional employment was developed, the basic idea being that employers respond to increases in the demand for their product with a lag which is determined by their ability to recruit and retain suitable employees.

TABLE XXXIV

Long-Term Unemployed and Total Unemployment  
by Eastern Province (monthly, 1966-70)

$\ln U_j$	K	$\ln U$	t	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland.....	-1.102 (-5.61)	0.85 (4.91)	0.25 (4.09)	0.47	0.80
$\rho = 0.61$ .....	-0.953 (-3.45)	0.75 (3.54)	0.22 (2.19)	0.61	1.93
Nova Scotia.....	-0.72 (-3.23)	0.55 (3.08)	0.21 (3.46)	0.25	0.88
$\rho = 0.57$ .....	-0.60 (-2.06)	0.47 (2.16)	0.19 (1.96)	0.51	2.28
New Brunswick.....	-1.04 (-5.21)	0.57 (3.72)	0.32 (4.67)	0.39	0.78
$\rho = 0.62$ .....	-1.12 (-3.98)	0.60 (3.13)	0.36 (3.06)	0.63	1.98
Atlantic.....	-0.68 (-2.94)	0.59 (4.34)	0.25 (4.91)	0.45	0.52
$\rho = 0.75$ .....	-0.52 (-1.70)	0.51 (3.24)	0.24 (2.44)	0.76	1.77
Quebec.....	-0.48 (-2.21)	0.66 (5.89)	0.304 (8.47)	0.80	0.70
$\rho = 0.71$ .....	-0.12 (-0.36)	0.51 (3.23)	0.27 (4.33)	0.89	2.17
Ontario.....	-1.12 (-4.72)	0.94 (7.01)	0.176 (4.28)	0.71	0.98
$\rho = 0.67$ .....	-0.39 (-1.28)	0.52 (3.25)	0.25 (3.55)	0.81	2.05

SOURCE: The unemployment data is from unpublished tabulations of the Labor Force Survey, Statistics Canada.

NOTE: (1) The dependent variable is the log of the number unemployed for more than six months in each province or region.  $\ln U$  is the log of the total number unemployed while t is a time trend.

(2)  $\rho$  is the Hildreth-Lu parameter and indicates that the Hildreth-Lu technique has been used to remove autocorrelation.  $\bar{R}^2$  is the  $R^2$  from residuals with the Hildreth-Lu regressions and the adjusted  $R^2$  otherwise; D.W. is the Durban-Watson statistic. t-scores are given in brackets beneath the regression coefficients.

Other reasons for the lag, such as the perception of the permanence of the demand increase, are assumed identical in all regions, and without effect on interregional differences in the speed of adjustment.

It is postulated that employers have a desired demand for labor which is determined by planned output, recent wage changes and increases in the price level which together affect the real wage rate, a time-trend to capture the effect of systematic compositional shifts in activity and technological change. Alge-



TABLE XXXV

## Regional Labor Force Participation Responses, 1952-68

ln L.F./POP	K	ln N/POP	ln 1/POP	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland.....	0.348 (15.94)	0.31 (6.43)	-11.21 (-3.29)	0.75	1.70
Nova Scotia.....	0.32 (4.18)	0.53 (4.17)	-36.27 (-2.69)	0.75	1.70
New Brunswick.....	0.325 (2.34)	0.50 (2.04)	-21.62 (-1.20)	0.42	0.48
$\rho = 0.82$ .....	0.244 (2.15)	0.63 (3.70)	-15.01 (-0.48)	0.74	1.56
Quebec.....	0.34 (7.84)	0.40 (4.56)	-24.7 (-0.79)	0.54	0.97
$\rho = 0.53$ .....	0.356 (6.37)	0.379 (3.34)	-37.02 (-0.77)	0.70	1.69
Ontario.....	0.446 (5.93)	0.29 (2.26)	-158.32 (-4.07)	0.72	1.18
$\rho = 0.50$ .....	0.383 (4.79)	0.40 (2.98)	-157.54 (-2.91)	0.80	2.00
Prairies.....	0.15 (0.83)	0.83 (3.41)	-89.18 (-0.85)	0.93	0.56
$\rho = 0.74$ .....	0.22 (2.19)	0.74 (5.27)	-137.48 (-1.92)	0.97	1.75
Pacific.....	0.40 (14.53)	0.41 (9.11)	-90.58 (-12.35)	0.98	1.25
$\rho = 0.77$ .....	0.47 (13.26)	0.30 (5.34)	-103.36 (-8.19)	0.99	2.00

NOTES: (1) The dependent variable is the region's participation rate. N/POP is the employment to labor force population ratio. 1/POP is included to correct for spurious correlation between L.F./POP and N/POP.

(2) For the Prairies and Pacific regions data were unavailable for the year 1952 so for these regions the period is from 1953-69 rather than 1952-68.

(3)  $\rho$  is the Hildreth-Lu parameter and the Hildreth-Lu technique for treating autocorrelation was used in the indicated regressions.  $\bar{R}^2$  in this case is the  $R^2$  from the residuals.

(4)  $\bar{R}^2$  is the adjusted  $R^2$ , D.W. is the Durban-Watson statistic; and t-scores are shown in brackets beneath the regression coefficients.

braically, the desired regional demand for labor  $N_t^*$  is expressed as  $N_t^* = f(Q_t, W/P, t)$ . Actual employment  $N_t$  is assumed to adjust multiplicatively to the gap between actual and desired employment. That is,

$$\frac{N_t}{N_{t-1}} = \left( \frac{N_t^*}{N_{t-1}} \right)^\lambda$$

or the percentage change in employment is a fraction  $\lambda$ ,  $0 < \lambda < 1$ , of the percentage change in desired employment growth. If complete adjustment occurs in a single period  $t$ , the adjustment parameter  $\lambda$  is equal to unity.

TABLE XXXVI

## Regional Employment Adjustment, 1953-70 (Quarterly)

$\ln N_t$	K	$\ln N_{t-1}$	$\ln W_{t-1}$	$\ln W_{t-5}$	$\ln P_{t-5}$	$\ln IPVI$	$D_1$	$D_2$	$D_3$	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland.....	-0.25 (-0.30)	0.86 (10.92)	-0.12 (-0.64)	0.04 (0.20)	0.43 (0.96)	-0.04 (-0.54)	0.10 (11.98)	0.08 (7.45)	-0.03 (-2.47)	0.90	2.42
Nova Scotia.....	-0.96 (-1.27)	0.80 (10.67)	-0.51 (-3.26)	0.009 (0.05)	0.53 (2.18)	0.12 (1.98)	0.05 (10.25)	0.04 (10.52)	0.009 (2.09)	0.92	1.73
New Brunswick.....	-0.84 (-0.94)	0.83 (12.14)	-0.17 (-0.70)	-0.17 (-0.55)	0.70 (1.54)	0.11 (1.40)	0.07 (11.25)	0.06 (8.48)	-0.017 (-2.05)	0.95	2.00
Quebec.....	2.36 (2.64)	0.14 (1.18)	-0.15 (-0.67)	-0.43 (-1.63)	0.839 (2.05)	0.37 (6.68)	0.01 (2.47)	0.02 (4.44)	0.01 (2.85)	0.92	2.19
Ontario.....	1.48 (3.72)	0.55 (9.96)	-0.256 (-2.37)	-0.08 (-0.69)	0.21 (1.23)	0.34 (9.30)	0.01 (6.92)	0.01 (5.26)	0.005 (3.13)	0.99	1.90

$\ln N_t$	K	$\ln N_{t-1}$	$\ln W_{t-1}^*$	$\ln P_{t-1}^*$	$\ln IPVI$	$D_1$	$D_2$	$D_3$	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland.....	-0.32 (-0.29)	0.87 (11.01)	-0.12 (-0.40)	0.45 (0.78)	-0.03 (-0.47)	0.10 (12.28)	0.08 (10.46)	-0.03 (-2.96)	0.90	2.39
Nova Scotia.....	0.38 (0.45)	0.78 (10.22)	-0.23 (-1.04)	0.17 (0.40)	0.13 (2.16)	0.044 (8.92)	0.04 (9.87)	0.01 (3.16)	0.91	1.47
New Brunswick.....	-1.16 (-0.89)	0.85 (12.87)	-0.44 (-1.18)	0.814 (1.30)	0.12 (1.51)	0.07 (11.23)	0.06 (9.54)	-0.01 (-1.57)	0.95	1.95
Quebec.....	2.78 (2.62)	0.19 (1.61)	-0.42 (-1.76)	0.51 (1.01)	0.35 (6.40)	0.01 (2.39)	0.015 (3.83)	0.01 (2.81)	0.92	2.19
Ontario.....	1.57 (4.64)	0.50 (9.83)	-0.41 (-3.99)	0.30 (1.64)	0.36 (10.21)	0.01 (6.31)	0.008 (4.71)	0.007 (3.87)	0.99	1.77

NOTES: (1) The dependent variable is in all cases the log of manufacturing employment. The independent variables are explained more fully in the text of chapter five.  $D_1$ ,  $D_2$  and  $D_3$  are quarterly seasonal dummies. IPVI is the industrial Production Volume Index for Canada.  $W_{t-1}^*$  and  $P_{t-1}^*$  are four-quarter moving averages lagged one period behind the dependent variable for wages and prices respectively.

(2)  $\bar{R}^2$  is the adjusted  $R^2$  and D.W. is the Durban-Watson statistic. t-values are in brackets beneath the regression coefficients.



TABLE XXXVII

## Regional Employment Adjustment, 1953-68 (Quarterly)

$\ln N_t$	K	$\ln N_{t-1}$	$\ln W_{t-1}$	$\ln W_{t-5}$	$\ln P_{t-5}$	$\ln VA/P$	$D_1$	$D_2$	$D_3$	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland.....	0.57 (0.74)	0.55 (4.50)	-0.03 (-0.15)	-0.03 (-0.17)	0.49 (1.04)	0.43 (3.01)	0.09 (9.81)	0.09 (8.53)	-0.007 (-0.49)	0.92	2.00
Nova Scotia.....	-1.96 (-2.07)	0.87 (11.71)	-0.54 (-2.58)	0.01 (0.05)	1.12 (2.36)	0.12 (1.56)	0.05 (9.48)	0.05 (9.50)	0.009 (1.92)	0.93	1.76
New Brunswick.....	-1.05 (-1.33)	0.84 (12.26)	-0.09 (-0.34)	-0.16 (-0.59)	0.53 (1.26)	0.13 (1.07)	0.07 (10.92)	0.06 (9.01)	-0.01 (-1.77)	0.95	2.01
Quebec.....	0.45 (0.47)	0.04 (0.27)	0.08 (0.34)	-0.62 (-2.03)	0.56 (1.19)	0.57 (5.85)	0.01 (2.03)	0.017 (3.49)	0.01 (2.42)	0.90	2.12
Ontario.....	-0.33 (-0.80)	0.61 (10.56)	-0.10 (-0.80)	-0.21 (-1.34)	0.12 (0.62)	0.34 (7.68)	0.01 (6.86)	0.01 (4.75)	0.004 (2.26)	0.99	1.71
$\ln N_t$	K	$\ln N_{t-1}$	$\ln W_{t-1}$	$\ln W_{t-5}$	$\ln P_{t-5}$	$\ln VA/P$	$D_1$	$D_2$	$D_3$	$\bar{R}^2$	D.W.
Newfoundland.....	1.17 (1.25)	0.51 (4.21)	-0.18 (-0.64)	-0.18 (-0.64)	0.88 (1.54)	0.49 (3.49)	0.09 (10.01)	0.09 (11.39)	-0.006 (-0.53)	0.92	1.96
Nova Scotia.....	-1.06 (-0.98)	0.91 (12.14)	-0.31 (-1.12)	-0.31 (-1.12)	0.73 (1.31)	0.16 (1.51)	0.05 (8.46)	0.04 (8.71)	0.01 (2.68)	0.92	1.57
New Brunswick.....	-0.92 (-0.88)	0.84 (11.20)	-0.23 (-0.90)	-0.23 (-0.90)	0.36 (.67)	0.17 (1.40)	0.07 (10.85)	0.06 (9.69)	-0.008 (-1.28)	0.95	1.95
Quebec.....	0.66 (0.57)	0.12 (0.88)	-0.43 (-1.63)	-0.43 (-1.63)	0.31 (.55)	0.55 (5.78)	0.01 (2.13)	0.015 (3.13)	0.01 (2.40)	0.90	2.22
Ontario.....	-0.39 (-0.94)	0.60 (13.04)	-0.33 (-3.08)	-0.33 (-3.08)	0.15 (.75)	0.35 (8.67)	0.01 (6.66)	0.008 (4.31)	0.006 (2.74)	0.99	1.75

Notes: (1) The dependent variable in all cases is the log of manufacturing employment. The independent variables are described in chapter five.  $D_1$ ,  $D_2$ ,  $D_3$  are quarterly seasonal dummies,  $VA/P$  is provincial value-added in manufacturing divided by the national price index for consumer durables.  $W^*_{t-1}$  and  $P^*_{t-1}$  are four-quarter moving averages of wages and prices lagged one period behind the dependent variable.

(2)  $\bar{R}^2$  is the adjusted  $R^2$  and D.W. is the Durban-Watson statistic. t-values are in brackets beneath the regression coefficients.

Manufacturing is perhaps the only sector for which regional data is available quarterly. Annual observations span too long a period to distinguish significant regional differences in the adjustment process. The regressions, therefore, refer to quarterly observations for the period 1953–70 for one output variable and to 1953–68 for the other output variable. Even in the manufacturing sector, however, some compromises had to be made. While wages (average hourly earnings) and employment were available regionally on a quarterly basis, output was not. Consequently, two different output variables were used: one the quarterly value of the Industrial Production Volume Index (IPVI) from 1953–70; and the other the deflated value of regional value-added in manufacturing from 1953–68. Deflation was achieved by using the implicit price index for durable goods in the National Accounts. Annual values of this variable were interpolated linearly for quarterly approximations. Information on the prices received for manufacturing output in different regions was not available either. Instead, the regional Consumer Price Index was used as a proxy for prices, although it is granted that this variable is more properly related to labor supply than to labor demand. Because of this imprecision wages and prices were not constrained by the same regression coefficient and were entered separately into the regression equations. To avoid problems of simultaneity and because it is debatable whether recent past rather than current real wages affect current employment, only lagged wage and price variables were used. Experimentation with different lag structures showed that five quarter lags and a four-quarter moving average gave the most sensible results. To account for seasonal patterns, three seasonal “dummy” variables were also used in the regressions.

Combining the demand equation with the adjustment equation and expressing the result in logarithms gives the following estimating equation:

$$\ln N_t = K + b_1 \ln W_{t-1} + b_2 \ln P_{t-1} + b_3 \ln Q_t + b_4 N_{t-1} + \sum_i^3 D_i$$

where  $D_i$  represents a “dummy” variable and the coefficient on the lagged employment variable  $b_4$  is equal to  $(1-\lambda)$ . The adjustment of employment to demand is judged to be more difficult in a given region, the larger the size of  $b_4$  (or the smaller the size of the adjustment parameter  $\lambda$ ). The results of the regressions are reported in Tables XXXVI and XXXVII. The high  $R^2$  values result from the great deal of work done by the seasonal dummies. The IPVI variable performed well in Quebec and Ontario but poorly in the Atlantic provinces. Substitution of the value-added variable resulted in more credible results for all provinces and indicated an output elasticity of employment in the range of 0.35 to 0.49 for most of the provinces. The pattern of signs on the wage and price variables was appropriately negative and positive, although their significance was marginal except for a few cases. The adjustment parameter  $\lambda$  was significantly smaller in the Atlantic provinces than in Ontario and largest in Quebec where it was insignificantly different from unity. For Quebec, this result may reflect deficient demand in manufacturing sector.<sup>15</sup> The adjustment

<sup>15</sup> This finding is consistent with the earlier evidence of chapter four.



parameter proved to be quite robust in each province as its size was relatively insensitive to the specification that was chosen for the wage, price and output variables.

Collectively these assorted fragments of evidence have a modicum of consistency. They all point to the conclusion that serious labor market problems in the Atlantic provinces, and to a lesser extent in Quebec, place severe limitations on any attempt to equalize unemployment rates across regions by resort to only aggregate or regional demand measures.

In the remainder of this chapter some hitherto neglected aspects of regional labor markets are examined. Perhaps it should have been mentioned before that structural unemployment is defined to include seasonal unemployment as one component. Therefore, some fraction of what has been referred to as “structural differences” among regions can be ascribed to regional variation in the amount of intra-year volatility in economic activity. This is especially true if seasonal vacancies coexist simultaneously during the year with seasonal unemployed or if full-time vacancies occur with any amount of seasonal unemployment. In the latter case the movement of workers from activities in which they are unemployed part of the year into full-time vacancies would reduce unemployment occurring in some months and replace a full-time vacancy with a part-time one.<sup>16</sup> Of course, if seasonal changes in demand were associated with changes in the labor force instead of unemployment, the vacancy-unemployment relationship would not be aggravated by seasonality. Two procedures were used to acquire some feeling for the importance of seasonality. The first assumes that, for each region and year, in the month in which the minimum amount of unemployment is observed, there is no seasonal unemployment. This unemployment figure was subtracted from the amount of unemployment in each of the remaining eleven months and the differences summed to yield an estimate of the number seasonally unemployed. This sum was then divided by twelve and the annual average labor force, giving what is called an annual average rate of seasonal unemployment for each region. These rates are presented in Table XXXVIII for 1953–69 under the heading  $U_s$ . The ratio of  $U_s$  to the annual average unemployment rate, given in the next column, measures the relative importance of seasonal unemployment in each region. The calculated seasonal rates are significantly higher in the Maritimes than elsewhere and higher in Quebec than in Ontario. Newfoundland has the highest seasonal amplitude of any province.<sup>17</sup> The high rates recorded for 1959–60 hint that the pattern of seasonality is positively associated with the amount of cyclical unemployment in each region. In relative terms it is not too surprising that the Prairies head the list of regions with the largest degree of seasonal unemployment.

---

<sup>16</sup> Of course relative wage conditions may be such as to make this shift privately unprofitable if seasonal activities pay more than many vacant full-time jobs.

<sup>17</sup> Even in Nova Scotia the first quarter unemployment rate was about double that of the third and fourth quarter between 1965 and 1969.

TABLE XXXVIII

Measures of Seasonal Unemployment by Region ( $U_{sl}$ ) and Their Relative Importance in Total Unemployment ( $U_{sl}/U$ ), 1953-1969

Year	Atlantic		Quebec		Ontario		Prairies		British Columbia	
	$U_{sl}/U$	$U_{sl}$	$U_{sl}/U$	$U_{sl}$	$U_{sl}/U$	$U_{sl}$	$U_{sl}/U$	$U_{sl}$	$U_{sl}/U$	$U_{sl}$
1953.....	0.42	2.32	0.40	1.50	0.37	0.77	0.95	1.81	0.38	1.52
1954.....	0.49	3.23	0.18	1.05	0.20	0.75	0.51	1.28	0.37	1.92
1955.....	0.38	2.50	0.45	2.78	0.72	2.30	0.66	2.06	0.56	2.12
1956.....	0.52	3.14	0.48	2.40	0.36	0.87	0.75	1.66	0.61	1.72
1957.....	0.45	3.74	0.41	2.46	0.30	1.02	0.61	1.58	0.22	1.10
1958.....	0.40	5.00	0.42	3.71	0.27	1.45	0.57	2.35	0.30	2.62
1959.....	0.39	4.28	0.46	3.61	0.36	1.62	0.62	1.97	0.32	2.10
1960.....	0.49	5.21	0.37	3.34	0.23	1.25	0.49	2.04	0.18	1.49
1961.....	0.38	4.26	0.34	3.10	0.47	2.59	0.38	1.77	0.40	3.41
1962.....	0.36	3.88	0.31	2.30	0.34	1.48	0.56	2.19	0.23	1.55
1963.....	0.42	4.02	0.29	2.15	0.38	1.46	0.45	1.65	0.76	4.86
1964.....	0.40	3.13	0.32	2.02	0.35	1.11	0.44	1.35	0.27	1.42
1965.....	0.49	3.59	0.36	1.95	0.45	1.13	0.60	1.49	0.32	1.33
1966.....	0.40	2.54	0.27	1.27	0.28	0.69	0.40	0.83	0.17	0.76
1967.....	0.43	2.83	0.36	1.93	0.29	0.89	0.35	0.80	0.32	1.61
1968.....	0.40	2.93	0.32	2.06	0.30	1.06	0.37	1.11	0.35	2.05
1969.....	0.34	2.60	0.21	1.48	0.29	0.89	0.43	1.26	0.21	1.03

NOTE: (1) The method of calculating seasonal unemployment is explained in the text.



TABLE IXL  
Regional Dispersion Index, 1953-1969

Year	Atlantic	Quebec	Ontario	Prairies	British Columbia
1953.....	0.602	0.998	0.310	1.077	0.191
1954.....	0.163	0.179	0.060	0.597	0.100
1955.....	0.196	0.120	0.067	0.217	0.149
1956.....	0.312	0.239	0.172	0.536	0.735
1957.....	0.218	0.240	0.161	0.706	0.198
1958.....	0.080	0.085	0.035	0.147	0.036
1959.....	0.115	0.109	0.061	0.302	0.066
1960.....	0.133	0.155	0.057	0.163	0.047
1961.....	0.095	0.056	0.036	0.105	0.031
1962.....	0.098	0.088	0.054	0.138	0.048
1963.....	0.110	0.058	0.055	0.111	0.033
1964.....	0.145	0.063	0.050	0.132	0.035
1965.....	0.143	0.067	0.059	0.153	0.046
1966.....	0.187	0.086	0.053	0.212	0.037
1967.....	0.205	0.067	0.033	0.164	0.025
1968.....	0.101	0.040	0.030	0.062	0.015
1969.....	0.097	0.038	0.042	0.066	0.022

NOTE: (1) The formula used to obtain the Dispersion Index is explained in the text.

The second procedure uses a measurement proposed by D. Smith, which captures the variance of seasonal factors in each region, Sv according to the formula

$$S_v = \frac{1}{12} \frac{\sum \left( \frac{\text{seasonally unadjusted } U}{\text{seasonally adjusted } U} = 1 \right)^2}{12} .^{18}$$

Sv measures the relative importance of seasonal to trend-cycle unemployment. Yearly calculations of Sv for each region are given in Table IXL. Both the Maritimes and the Prairies score relatively high on this measure, as they did under the first procedure. The conclusion, if there is one, is simply that regional variation in seasonal unemployment may make achieving equal unemployment rates in all regions difficult.

Minimum wages and welfare payments are frequently accused of being greater impediments to employment in some areas than in others. Accordingly, a modest effort was made to determine the factual foundations of this allegation. These two institutional devices presumably affect regional labor markets in different ways. Minimum wages are thought to create *involuntary* unemployment, while welfare benefits are considered to be responsible for *voluntary* unemployment by putting a floor under the supply price of labor. While it is not feasible here to fully assess the regional impact of these two devices, something can be said about whether their levels are relatively higher, and therefore the impetus to unemployment greater, in regions of above-average unemployment.

<sup>18</sup> D. Smith, "Seasonal Unemployment and Economic Conditions", in A. Ross, ed., *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley and Los Angeles, 1965.

TABLE XL  
Provincial Minimum Wages/Hour 1961-70

(\$)

Year	Nfld.	P.E.I.	N.S.	N.B.	P.Q.	Ont.	Man.	Sask.	Alta.	B.C.
1961.....	0.50	N/A	0.54	0.65	0.70	0.75	0.66	0.85	0.85	1.00
1962.....	0.50	0.53	0.54	0.65	0.70	0.75	0.66	0.85	0.85	1.00
1963.....	0.70	1.00	0.54	0.65	0.70	0.95	0.75	0.85	0.85	1.00
1964.....	0.70	1.00	0.54	0.75	0.70	1.00	0.75	0.89	0.85	1.00
1965.....	0.70	1.00	1.05	0.80	0.85	1.00	0.85	0.95	1.00	1.00
1966.....	0.70	1.10	1.10	0.90	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1967.....	0.70	1.10	1.10	1.00	1.05	1.00	1.10	1.00	1.25	1.25
1968.....	1.10	1.25	1.15	1.00	1.25	1.30	1.25	1.05	1.25	1.25
1969.....	1.10	1.25	1.25	1.15	1.25	1.30	1.35	1.25	1.25	1.25
1970.....	1.25	1.25	1.25	1.15	1.40	1.50	1.50	1.25	1.55	1.50

SOURCE: Canada, Department of Labor, Ottawa.



TABLE XLI

Minimum Wages into Average Hourly Earnings, Eastern Provinces 1961-69  
(Mining, Manufacturing, Construction)

Year	Newfoundland			Nova Scotia			New Brunswick		
	Mining	Manu- factur- ing	Con- struc- tion		Manu- factur- ing	Con- struc- tion		Manu- factur- ing	Con- struc- tion
1961	3.96	3.38	3.46	No Mining	2.93	3.28	No Mining	2.38	2.42
1962	4.02	3.34	3.44		2.96	3.20		2.43	2.48
1963	3.21	2.39	2.46		3.06	3.31		2.51	2.52
1964	3.30	2.47	2.51		3.19	3.41		2.24	2.36
1965	3.44	2.47	2.41		1.69	1.84		2.19	2.30
1966	3.70	2.71	2.66		1.68	2.01		2.07	2.24
1967	4.07	2.94	2.91		1.76	2.12		2.00	2.30
1968	2.80	1.92	2.05		1.79	2.22		2.10	2.36
1969	2.49	1.80	2.08		1.76	2.48		1.99	2.25

Year	Quebec			Ontario		
	Mining	Manufactur- ing	Construc- tion	Mining	Manufactur- ing	Construc- tion
1961	2.90	2.36	2.86	3.01	2.59	3.09
1962	3.09	2.43	3.04	3.01	2.65	3.21
1963	3.19	2.50	3.17	2.40	2.17	2.66
1964	3.27	2.59	3.39	2.36	2.13	2.64
1965	2.82	2.21	3.00	2.49	2.24	2.83
1966	2.54	2.02	2.83	2.68	2.37	3.05
1967	2.61	2.06	3.10	2.99	2.52	3.33
1968	2.31	1.86	2.78	2.48	2.08	2.75
1969	2.16	1.79	2.61	2.23	1.95	2.54

NOTE: (1) Entries for each province are the ratio of average hourly earnings to minimum wages for mining, manufacturing, construction respectively. Minimum wages are those listed in Table XXXVIII.

Table XLI takes the ratio of the average hourly earnings to the minimum hourly wage in mining, manufacturing and construction for the eastern provinces during the period 1961-69. The smaller this ratio, the more it is likely that minimum wage rates are acting as a barrier to employment growth. In making regional comparisons of this ratio two shortcomings of this measure should be kept in mind. One deficiency is that in order to know the exact employment bite of minimum wages, an estimate would have to be made of the number of employees in each sector whose earnings approximate the minimum wage and whose jobs would be affected by upward revisions in the rate. Except for Ontario this data is not readily available. The other deficiency is that both the market and the minimum wages may be higher than the equilibrium levels in a given area, so that comparisons using this ratio require that the degree of market wage disequilibrium be the same in each region. The data of Table XLI reflects

the history of minimum wage legislation in each province. Over the whole period 1961–69 the ratios for Quebec and Ontario move together fairly closely for all sectors. After about 1965 the ratio for the construction and manufacturing sectors becomes relatively lower in the Maritimes than in Ontario. Considering percentage changes in this ratio between 1961 and 1969, there seems to have been a much more severe compression between market and minimum wages in Newfoundland than in other provinces. Except for Newfoundland, the behavior of minimum wages does not obviously contribute to regional unemployment disparities. At worst they may exacerbate the adverse employment effects of above-equilibrium levels of market wages in some regions.

TABLE XLII  
Welfare Standard of Province j to Ontario, 1970  
As a fraction of  
Average Hourly Earnings in Province j to Ontario, 1969

Welfare Category	Newfoundland	Nova Scotia	New Brunswick	Quebec
1	0.88	0.46	1.29	0.99
2	0.91	0.49	0.89	0.77
3	0.87	0.47	0.89	0.80
4	0.85	0.65	0.89	0.84
5	0.80	0.51	0.85	0.78
6	0.92	0.57	0.90	0.88
7	0.89	0.70	0.87	0.86
8	0.89	0.66	0.85	0.83
9	0.89	0.73	0.85	0.78

NOTE: The numbers (1) to (9) refer to different categories of welfare recipients. In the order above these are single persons living alone, married couple, and 7 family groups with children.

SOURCE: The data on welfare payments are from *Monthly Budgets for Items of Basic Need Under Provincial Social Assistance Programs*, Department of National Health and Welfare, Welfare Research Division, Ottawa, December 1970.

Table XLII is based on monthly budget standards for welfare payments in each province.<sup>19</sup> Two points about these standards are worth noting. First, the standards do not correspond to amounts actually paid; these may be more or less than the standard depending on specific ceilings and discretionary judgments about what constitutes a reasonable level of support in each community. Secondly, in all provinces, unless the recipient is a single person, the level of welfare support exceeds the amount of income he could earn if he were working at the minimum wage in each province, allowance being made for his payment of income taxes a worker pays and the expenses. The issue here is whether there is a differential regional incentive operating on the work-leisure choice. Table XLII sets out the ratio of the ratios of monthly budget standards in Nova Scotia, New Brunswick, Newfoundland and Quebec relative to those in Ontario, and

<sup>19</sup> Information is drawn from *Monthly Budgets for Items of Basic Need under Provincial Social Assistance Programs*, Welfare Research Division, Department of National Health and Welfare, Ottawa, December 1970.



average weekly wages in the first four provinces relative to average weekly wages in Ontario. If a stronger incentive to go on or stay on welfare does exist in the Maritimes and Quebec more than in Ontario, this ratio should be greater than one. Table XLII shows that for nine different categories of welfare recipient, from a single person up to two parents with four children, the ratio is less than one for the provinces east of Ontario. On the basis of these figures it is difficult to argue that the welfare system puts an artificially higher floor under the price of labor in these regions than in Ontario. There are two reasons, however, for not placing a great deal of weight on this finding. First, there may be significant taste differences between different regions for work and leisure so that a given incentive provokes a different choice in each area. Secondly, the choice may also be sensitive to absolute rather than to relative differences in the amounts of earned and unearned income available.

Another piece of social legislation held responsible for a portion of regional unemployment differences is the unemployment insurance system. Given a uniform schedule of benefits across all regions, this system may make remaining unemployed for a longer period of time relatively more attractive in the lower wage regions of the country. The Maritime fisherman casting his net for unemployment insurance coupons is frequently cited as the classic example. If true, the statistics on the regional operations of the UIC might be expected to show a gap between unemployment benefits and earned income which would be least in the lower income earning areas. Surprisingly, no sharp tendency in that direction is discernible in the statistics.

Table XLIII shows the average gap between UIC benefits and earned income for four groups; those with and without dependants male and female, for each Eastern province and for Canada as a whole. The table was constructed as follows. From Appendix A of the Annual Report of the UIC, weekly benefit rates were linked to weekly earnings. The midpoint of each weekly earnings range was selected as the earned income level to be related to the corresponding level of benefits. The difference between these two levels was taken as a measure of the income reduction experienced while unemployed. For each year and province and for Canada the proportion of unemployed people drawing benefits at each weekly rate was established. The product of the proportion unemployed at each level and the income gap, when summed over all benefit levels, gives a measure of the average income gap between working and not working for each province and year over the period 1960–67. The average weekly income gap in each province is reported in Table XLIII.

The most noticeable feature of Table XLIII is that the differences in income gap across regions are not large in the case of males although the gap is somewhat less in the Quebec–Atlantic area than in Ontario. For females, however, the outcome is as expected, the average income gap being much smaller in the Maritimes than in Ontario or Quebec. The surprising result for males occurs because the distribution of unemployment by income category is not very different across provinces. There does not seem to be much of a differential regional incentive to remain unemployed according to these numbers.

TABLE XLIII

Average Weekly Difference Between Earned Income and U.I.C.  
Payments 1960-67

(dollars)

		Canada	New- found- land	Prince Edward Island	Nova Scotia	New Brunswick	Quebec	Ontario
Without Dependants								
1960	M.....	32.78	28.70	25.23	27.38	27.45	30.49	34.19
	F.....	22.31	16.34	14.24	16.51	17.22	20.93	23.59
1961	M.....	33.95	29.78	24.55	28.23	28.15	32.03	35.15
	F.....	19.84	16.27	18.22	17.10	17.68	22.06	24.19
1962	M.....	33.24	29.72	26.57	27.96	28.78	32.63	35.77
	F.....	21.60	16.57	16.30	18.19	18.72	23.27	25.06
1963	M.....	34.98	29.77	27.06	28.47	25.44	26.68	36.43
	F.....	24.46	18.01	17.42	15.33	18.27	24.01	25.64
1964	M.....	35.58	30.36	26.46	29.32	31.01	34.05	37.18
	F.....	25.61	17.05	19.57	19.07	20.61	24.96	26.98
1965	M.....	35.51	29.89	30.32	29.61	30.52	33.90	37.19
	F.....	23.14	18.02	20.42	19.17	19.87	25.10	27.04
1966	M.....	38.29	34.41	31.92	33.01	34.04	37.06	39.74
	F.....	28.54	21.08	18.22	22.18	22.41	27.57	31.29
1967	M.....	41.54	37.65	35.79	37.33	38.84	41.40	42.20
	F.....	29.21	21.28	19.02	21.64	19.96	28.27	31.18
With Dependants								
1960	M.....	29.26	26.26	22.36	25.58	24.84	28.71	30.42
	F.....	19.32	13.72	9.41	11.02	12.84	17.84	19.20
1961	M.....	30.45	28.14	23.76	26.86	25.56	30.12	31.54
	F.....	18.27	9.26	10.58	11.91	13.95	18.44	18.83
1962	M.....	38.19	28.51	23.50	26.80	25.88	33.87	30.70
	F.....	19.08	14.58	12.51	12.86	10.97	17.98	20.31
1963	M.....	31.17	28.56	24.10	26.69	26.83	31.29	32.22
	F.....	19.34	12.47	12.84	14.21	14.15	20.04	20.72
1964	M.....	25.25	28.60	25.53	28.77	27.79	31.77	32.78
	F.....	20.55	11.63	12.19	12.92	13.77	20.05	22.10
1965	M.....	31.55	28.39	25.80	25.38	37.86	24.33	32.67
	F.....	20.06	13.97	10.32	14.12	15.10	22.72	22.09
1966	M.....	32.96	30.56	27.94	29.33	30.85	32.89	33.88
	F.....	23.12	—	—	12.97	.61	23.20	21.70
1967	M.....	33.68	31.71	20.32	23.71	31.65	33.95	34.38
	F.....	23.58	—	—	13.52	14.41	25.08	26.17

SOURCE: Unemployment Insurance Commission, *Annual Reports*, 1960-67.

NOTE: (1) M and F denote Male and Female respectively.

(2) The method of calculating these differences is explained in the text.



## CONCLUSION

Chapters four and five have employed a variety of approaches designed to uncover evidence supporting one of the three hypotheses set out in chapter three. The findings of this study offer little comfort for either of the unitary explanations suggested by the first and second hypotheses. The problem of regional unemployment differentials is more complex than either of these hypotheses proposes, and involves a blend of considerations which are most accurately described by the third hypothesis. According to the best estimates of this study, at least two thirds of the unemployment differential between Ontario and the Quebec-Atlantic region is attributable to greater labor market inefficiency in the latter area, while the residual third reflects inadequate aggregate demand diffusion related to rigidity of the interregional wage structure. More research to pinpoint the precise source and nature of the inefficiencies in the eastern regions is clearly called for.





# chapter six

---

## REGIONAL ECONOMIC POLICIES

### INTRODUCTION

Previous chapters have sought to explain why low national levels of unemployment are accompanied by relatively high rates of unemployment in some regions and approximately the same rate of wage increase in all regions. Two hypotheses have been advanced with quite different implications for regional economic policy. The range of feasible policy options to deal with this problem depends directly on which hypothesis more accurately describes unemployment in the high unemployment regions.

If the structural unemployment hypothesis is more nearly correct, Manpower policies to restructure the composition of the regional labor force and alter the effective supply of labor comprise the efficient set of policy measures. Alternative policies of diverting demand from more buoyant regions would likely contribute to a deterioration in the overall Phillips curve performance of the economy. Wage increases would moderate and unemployment rise in the buoyant regions as a result of this demand diversion, while wage increases in less buoyant areas would probably exceed the declines elsewhere with no compensating drop in regional unemployment. On the other hand, if the deficient demand-wage leader model is more accurate expenditure switching policies would be more appropriate. The deliberate creation of more slack in the wage-determining regions and more tightness in the wage-following regions could reduce the overall rate of wage inflation for a given level of national unemployment. Manpower mobility policies under these circumstances could either complement, or substitute for, expenditure switching policies by encouraging more migration to, and greater slackness in, the regional labor markets where national wage scales

are decided. Manpower training programs, however, would probably be ineffective in reducing relatively high regional unemployment rates. With deficient demand their impact would be confined more to affecting the composition than the level of regional unemployment.

The analysis in this study has suggested that, by itself, either hypothesis is capable of explaining fully higher-than-average regional unemployment rates. A combination of elements from both seems to be involved and, accordingly, different types of regional policy have some room to manoeuvre. This chapter explores the spectrum of regional policy options which might improve regional and national economic performance and comments on the present posture of some of these policies in Canada. Conventional policies to influence the regional distribution of labor demand and supply are examined first. A second section looks at the role of inflation in affecting regional disparities and at arguments for separate currency arrangements. Since almost every conceivable regional policy requires an interregional transfer of resources, the efficacy of various kinds of fiscal subsidy in alleviating regional poverty is discussed next. Regional incomes policies are then considered. A final section emphasizes the need for more and better regional data as an essential ingredient to the formation of efficient regional policies.

With some minor qualifications (to be mentioned later on), it should be noted from the outset that if additional policy instruments are required to deal with regional problems, increasing aggregate demand to inflationary levels is not one of them. If imperfect labor markets cause the coexistence of tight labor markets in some parts of the country and slack labor markets elsewhere, policies which transfer demand across regions may have some virtue. They would always be more efficient than stimulative aggregate demand policies which attempt to achieve lower unemployment rates in high unemployment regions at the expense of further pressure on already tight labor market areas.

## MANPOWER POLICIES

If, as much of the evidence indicates, the source of above-average unemployment rates relates to inefficiency in regional labor markets, manpower policies affecting job training, information, placement and mobility must shoulder more responsibility for reducing disparities in regional unemployment rates. Upgrading the quality of the regional labor force through training would reduce the compartmentalization of the regional labor market that stems from an inability to adjust smoothly to changing occupational demands. Enhanced occupational mobility could reduce the levels of both unfilled vacancies and unemployment. By altering the relative supply of labor, training should also narrow the relative wage structure and reduce the turnover in employment that is attributable to a relatively wide structure of wages. The ability of training to provide both more satisfying and higher paying jobs is another way of looking at the same phenomenon.



An improved flow of job information for openings and applicants would also be expected to diminish some of the frictions in the placement process. Average durations of unemployment should be less if workers can canvas more prospective employers in a given period of time and employers experience less difficulty in finding suitable employees. There might also be a direct effect on turnover rates if more and better job information were to make it less necessary to become unemployed in order to find alternative work.

Admittedly, it is uncertain by how much these measures could lessen unemployment disparities or at what cost for a given reduction. Present Manpower Training Programs are allocating more funds to high unemployment regions than elsewhere. For the fiscal year 1969-70 training expenditures per member of the labor force were well above average in the Atlantic area and Quebec, the percentage increase in expenditure since 1966 being greatest in the Maritimes. However, as a fraction of unemployment, spending was above average in the Atlantic area (except New Brunswick), Ontario and the Prairies, and below average in Quebec and British Columbia.<sup>1</sup> To what extent promoting more regional concentration in training expenditures would be worthwhile is unknown. If training were job specific and raised the wage aspirations of those receiving it, it might conceivably contribute to a higher unemployment rate since an unemployed person with training may be less willing to accept lower paying work than someone without training. On the other hand, if the training were more general, enabling a person to shift easily between similarly paid jobs or occupations, increased training would probably be reflected in a lower unemployment rate.

Measures which encourage both intra and interregional labor mobility are another important aspect of Manpower policy. If all members of the labor force were highly mobile interregionally, regional disparities would be unlikely ever to develop or to become a serious problem, and there would be no need for regional policies. Whenever the demand for labor fell in region A and rose in region B a transfer of labor from A to B would prevent income and unemployment disparities from emerging. When this transfer is less than perfect, however, assisted mobility programs can help prevent the simultaneous occurrence of tight and slack labor markets in different regions. The movement of labor from regions of high unemployment to areas with unfilled vacancies will tend to reduce excess labor demand in the latter and unemployment in the former and, since wages are more responsive to excess labor demand than to excess labor supply, will contribute to a better inflation-unemployment record. Subsidies to migration can be justified if imperfect capital markets hinder the granting of loans to finance migration, if individuals overestimate the risks attached to moving, or if other policies, such as various regional transfer schemes, undesirably distort the choice of location.

There is a strong resistance to, and antagonism towards, this method of adjustment in Canada. In the case of Quebec, the issue is whether current or prospective migrants from that province would have to surrender their language

---

<sup>1</sup> Economic Council of Canada, *Eighth Annual Review*, Ottawa, September 1971, p. 97.

and culture to take advantage of better economic opportunities in the English speaking provinces. Elsewhere the lack of acceptance of migration often seems to reflect a willingness to put the prosperity of the region ahead of the welfare of its residents. Those who lament the loss of population in a region sometimes appear to express a preference for a larger total regional income with no out-migration over a larger per capita income (but smaller total income) which would result from migration. Others do not believe that a declining region must inevitably face these terms of choice and question both the desirability and feasibility of this adjustment mechanism.

One frequently voiced objection is that an outflow of people aggravates a depressed region's slow growth and predestines it to experience even lower per capital incomes than otherwise. Admittedly, migration is selective, often inducing the most energetic and best educated members of the regional labor force to leave. If these migrants earn higher than average incomes, their departure will certainly lower average incomes in their region of origin. But this is a mere statistical illusion and it has no bearing on the real issue of whether those who remain behind will be worse off because others have left. It is more accurate to view a loss of skilled labor from a region as a result of a lack of development rather than a cause. If new investment opportunities are discovered in a declining region—for example if Sable Island were to enjoy a major oil find—the pattern of migration would probably be quickly and easily reversed.

On the other hand, three situations can be identified where migration may have harmful effects on the remaining population. One is where a migrant takes with him a higher than average amount of capital, both physical and human, per person employed in the region.<sup>2</sup> In this case, in which fewer complementary resources per remaining person mean lower productivity for those who stay behind, it is important to notice that the return to capital, broadly defined, is higher in other regions and that the transferred capital will increase the demand for labor there. While this provides a signal for additional migration, from a national point of view, this is the direction in which resources should flow in order to achieve higher output from existing resources and the process need not imply wholesale evacuation from any area.

Another case is where those remaining behind have financed a portion of the migrant's education, expecting to reap a future tax return from his higher earnings upon completion of his education but are denied it by his departure. An alternative view of this situation is that these expenditures represent the

---

<sup>2</sup> In the brain-drain literature, recent models of the process of international migration process have attempted to derive conditions under which the remaining population will benefit from or be harmed by migration. Models which assume constant returns to scale in the production of a single aggregate commodity have shown that the nonmigrants will be worse off whenever migrants withdraw a bundle of factors whose proportions differ from the average factor proportions for the economy. However, when the terms of trade are fixed and the analysis is conducted at a two-sector level, it can be shown that per capita incomes both before and after migration are largely independent of the extent to which migration affects the overall factor endowment of a region because of adjustments in the composition of regional output. When the terms of trade are allowed to vary, the picture becomes increasingly complex and general answers are not possible. Cf. R. A. Berry and R. Soligo, "Some Welfare Aspects of International Migration", *Journal of Political Economy*, September/October, 1969.



investment one generation always makes in the next and that the only reward expected is that the beneficiaries will take advantage of their opportunities wherever these may be. Exporting educated migrants may earn a higher rate of return on investment than alternative expenditure of the same regional resources, and may offer the best way for children to escape the poverty of their parents. Moreover, under the Canadian fiscal system, equalization payments insure that no region must bear an extra tax burden due to the interprovincial transfer of taxable capacity.

A final case expresses the concern that migration may prevent a region from realizing latent scale economies, particularly in the provision of public goods. When the cost of supplying regional public goods is fixed and to some extent independent of population size, migration may inflict a higher average cost in the provision of these services on those who stay behind. Where there are scale economies or externalities such as congestion in the public goods sector, the costs that migrants bear in both receiving and sending regions may not reflect the true social costs of supplying these services. Problems in the pricing of public goods are perhaps the most important reason why privately motivated migration decisions may not always be socially optimal. While this is a valid point in principle, its empirical importance has yet to be established.

In addition to speculation about the welfare effects of migration, the ability of migration to lower unemployment rates has been challenged. If the unemployed in a depressed region have skills with which to gain employment elsewhere, migration may fail to solve their unemployment problem. An obvious example is where unemployment is concentrated among the unskilled of a region and vacancies elsewhere are concentrated in the skilled categories. While it is possible to point to concrete examples of this type of interregional mismatching, the implicit assumption that only the unemployed are moveable is unnecessarily restrictive. As long as the employed in a depressed region are mobile inter-regionally, their departure will trigger a chain of replacement vacancies within a region which will open to the unemployed positions lower down the skill ladder. If migration is socially desirable, there is no reason why mobility assistance should be confined exclusively to the unemployed.

A related objection is that migration contributes to unemployment through demand effects at the same time as it reduces unemployment through its supply effect. This conflict originates from regional transfer payments such as unemployment insurance which are financed by outside contributions. When unemployment in a region falls due to out-migration the automatic loss of this income and its expenditure within the region will create some additional unemployment if wages are downwardly inflexible. However, what evidence there is on the quantitative significance of this effect indicates that migration is nonetheless an equilibrating process.<sup>3</sup> Migration reduces unemployment in a region by a

---

<sup>3</sup> In the Atlantic provinces, Vanderkamp concluded that for every five unemployed or employed persons who migrated from the region, two more people became unemployed. Cf. John Vanderkamp, "The Effect of Out-Migration on Regional Employment", *Canadian Journal of Economics*, November, 1970.

greater amount than it adds to it. A system of regional transfer payments tied to unemployment does, however, make migration more costly than it would be otherwise and illustrates how measures promoting short-run adjustment may make longer-run adjustment more difficult.

Chapter two presents some information on the size of interregional migration flows and the amounts currently being spent on mobility programs. Expenditures for mobility are small in comparison with those for training or with the budget of the Department of Regional Economic Expansion. They are also restricted to the long-term unemployed. The size of the net migration flows is also relatively small, so there seems little danger that an expanded mobility program would subsidize those who would have moved in any event. It has also been emphasized that a high level of national employment is an important adjunct to mobility programs. When unemployment is high in all regions, there is little mobility programs can do. Chapter two also brought out the fact that the small interregional migration flows have not affected relative regional incomes. There are two ways of interpreting this finding. If the migrants are of above average quality, constant income differentials imply an improvement in the relative income position of those who stay behind. Alternatively, the differences in regional incomes may accurately measure the nonmonetary benefits of residing in a particular region (or the disutility of moving) which in turn produce small net migration flows. The return migration to low income regions which is captured in the much larger gross migration figures can be understood in these terms, and to some extent it may mean that less reliance should be placed on interregional migration (or any other policy instrument) as a permanent adjustment mechanism. It is futile for policy to attempt to change equilibrium income differentials.

Other policies pursued by the federal government may have a more pronounced impact on interregional mobility than an explicit mobility program. For example, recent revisions in the Unemployment Insurance Act providing special benefits in high unemployment regions may encourage more reverse migration than in the past. In general, regional expenditure-shifting policies are apt to have a negative interaction with mobility programs. Policies to shift labor supply across regions may conflict with those and policies to shift labor demand because they are alternative, not complementary, means of achieving a reduction in unemployment differentials. By artificially stimulating labor demand in a depressed region, a demand shifting policy may dissuade one more person from leaving the area for every additional job it creates in the region.<sup>4</sup> The clash of inconsistent policies makes it impossible to evaluate one regional policy in isolation from others.

---

<sup>4</sup> On a highly aggregative basis, Courchene found that government transfer payments appear to exert a significant retarding effect on out-migration from low income regions. In his opinion, government transfer payment policies have been partly responsible for the persistent nature of regional unemployment disparities. Cf. T. Courchene, "Interprovincial Migration and Economic Adjustment", *Canadian Journal of Economics*, November, 1970.



## DEMAND SHIFTING POLICIES

Instead of moving men to jobs, government policies may try to bring jobs to unemployed men. Policies of this kind are essentially redistributive: that is, their purpose is not to augment the total number of jobs in the country but to diminish the number of jobs or job offers in some areas and increase them in others. The case in favor of such policies rests on the assumptions that regional unemployment is of the Keynesian variety, resulting from a deficiency of regional labor demand, and that regional labor mobility does not function quickly enough to generalize an expenditure change over all regions and so prevent the conjunction of labor shortages in some areas and labor surpluses in others. Not only does this type of policy assume imperfect labor mobility, its active exercise serve to validate it. A policy of augmenting the demand for labor in depressed regions diminishes the incentive for these resources to move to areas where their productivity and return would be higher. Consequently, while demand-shifting policies may be able to equalize the demand pressure for labor across regions, they court the danger of opposing mobility policies and an efficient long-run allocation of the economy's resources.<sup>5</sup> Only in the exceptional circumstances that the depressed region's labor resources were interregionally completely immobile would these allocative effects fail to materialize for in this case the issue of where unemployed workers could earn the highest return does not arise.

Although Canada does not have an explicit regional fiscal policy, the federal budget implements one implicitly whenever taxes are collected in one region and spent in another. Given the leakages in spending that inevitably occur whenever the federal government spends a dollar in any region, it is impossible to say what the net expenditure incidence of the current level of federal spending is on a regional basis. Similar ignorance about the size and composition of interregional trade flows and their sensitivity to variations in regional production cost levels precludes development of an efficient regional fiscal policy designed to shift final demand from higher to lower employment areas. The smaller and more open a region, the more costly it will be in terms of tax revenue, to generate a stipulated increase in its income through the use of regional fiscal policy.<sup>6</sup> For example, an extra dollar of federal spending in Prince Edward Island is unlikely to create much more than a dollar of income there because the province depends so heavily on final and intermediate goods imported from other provinces.

---

<sup>5</sup> An example of this effect is observable in the operation of U.S. farm programs which try to supplement the market incomes of the farm sector. To the extent that these schemes achieve their goal, they also induce resources to remain in a sector where the before-subsidy returns are less than those earned in other parts of the economy.

<sup>6</sup> Only a few attempts have been made to measure regional expenditure multipliers in Canada. Miller, for example, used the sparse data on regional accounts to derive multipliers of about 1.4 to 1.5 for the Quebec and Atlantic regions. Czamanski has estimated a multiplier for Nova Scotia of about 1.37. These regional multipliers would compare with a multiplier for the whole economy of closer to 2. See F. C. Miller, "The Case for Regional Fiscal Policy in Canada", a paper presented at the Canadian Economics Association Meeting in St. John's, Newfoundland, June 1971; and S. Czamanski, *Structure of the Nova Scotia Economy: Analysis of Income and Product Accounts*, Institute of Public Affairs, Dalhousie University, Halifax, N.S., 1970.

A simplified example illustrates the principles involved in shifting expenditures across regions. Assume there are two regions, only one of which is at full employment. The federal government wants to reallocate its expenditures (or taxes) between the areas so as to secure full employment in each. Suppose that in region A, the area with deficient demand, the expenditure multiplier is two and the marginal propensity to import is one third. Then an extra dollar of government spending in region A will raise income by two and imports by two thirds of a dollar. Since imports equal export demand in region B by two thirds of a dollar in order to accommodate the additional export demand coming from region A. There is presumably some vector of final demand by government which will secure full employment in A and B. More generally, the problem involves applying multi-country multiplier theory to a set of regions, allowing for the marginal spending spillouts among the regions. The major drawback to doing this is that such reallocation of government spending may be a socially inefficient regional division of public resources. That is, social capital may be diverted from areas where it is needed most to others where it is needed less. Areas of fast economic and population growth could wind up with only dirt roads while other areas where the demand for such facilities is less intense would enjoy paved highways.

Although it is charged with the longer-run goal of regional economic development, the Department of Regional Economic Expansion, DREE, could have, and recently has had, a stabilization role to play. By offering private firms which locate in certain designated areas (geographic zones with usually higher than average unemployment rates) a combination of subsidies on the use of capital and labor, DREE expects to alter the regional distribution of investment and job creation. The economic justification for these grants is that they represent temporary support for regional infant industries. After an initial "learning period" in which subsidized firms are likely to experience above-normal costs as they adjust to a new location, DREE anticipates that these firms will operate without subsidy at costs of production competitive with those of firms in other locations. The short period of time in which this program has been in effect prevents any analysis of the success or failure of DREE-sponsored firms.<sup>7</sup> If the evidence later suggests that failures predominate, then what DREE originally intended to be a temporary subsidy program could very well become a permanent one. If the cost disadvantages of relocating in a designated area were only of a temporary nature, investors and firms with a long time-horizon would quite possibly have made the investment without the assistance of DREE.

DREE's operations raise several fundamental issues which, in light of the newness of the programs, will be essayed only briefly. First, because DREE encourages firms to locate in areas where they otherwise may not settle, DREE relocation schemes may sometimes impose a short-run efficiency cost on the

---

<sup>7</sup> Some of ADA sponsored firms experienced only a very short life span but the exact number of failures has never been published nor have the causes of failure been analyzed. The experience of DEVCO, the development corporation serving Cape Breton, is also disturbing. According to DEVCO's 1970 annual report, three recently established manufacturing operations went into receivership and about one-half of the total loans extended by DEVCO have been written off as unrecoverable.



economy. Over a longer term the efficiency cost may decline to zero because DREE claims to be promoting infant industries in depressed areas whose viability in the long run is less in doubt. If the inefficiencies induced by DREE are only temporary and the infants mature quickly, the total cost of DREE could be less than that of mobility programs for a given reduction in regional unemployment. Regardless of the validity of this claim, DREE's central tenet that it is better equipped to assess the long-term prospects for success of a given product or industry than are private businesses is subject to question.

This issue aside, it is exceedingly difficult to gauge the effectiveness of DREE programs solely on the basis of the employment they generate. One problem is that the incentive grants may be only a substitute for private capital which would have been forthcoming anyway and which is now allocated to investment elsewhere. Another is that new investment and new jobs in a region may, through competitive pressures, make obsolete other jobs and investment there.<sup>8</sup> A third is that there is no easy way of determining what would have happened without these programs. Quite possibly, jobs created through lower taxes or greater government spending in other directions would exceed those due to DREE programs, though with a somewhat different spatial distribution. Fourth, the emphasis on manufacturing may be misplaced because employment growth in this sector is relatively small and because a region's comparative advantage may be greater in primary industry or services such as tourism.<sup>9</sup> This constraint has been recognized by DREE in the case of, for example, Lac St. Jean, Quebec, which is a special rather than designated area in view of the difficulty of attracting manufacturing enterprises. Finally, DREE's goal is to maximize the amount of employment per dollar spent, a system of pure labor subsidies would appear more consistent with this objective than the present subsidy arrangement, as long as there is some substitutability between labor and capital.

Another factor of increasing importance which does not augur well for the success of demand-shifting policies is the relatively rapid growth of provincial government schemes to induce private firms to locate within their boundaries. Virtually all provinces currently provide loan guarantees to new industry. Ontario, Saskatchewan and Alberta offer forgivable loans while Quebec and Manitoba make direct cash grants to firms which decide to locate within their jurisdiction. The size of some of these provincial programs is impressive. For

---

<sup>8</sup> It is interesting that in New Brunswick over the period 1963-68 ADA-assisted manufacturing employment growth has been estimated at 2,235 while the entire manufacturing sector increased its employment by only 1600 to 1800. Whether ADA was replacing a number of rapidly disappearing jobs or contributing to their disappearance is a matter deserving more examination. Cf. H. K. Larsen, "A Study of the Economic Impacts Generated by ADA-assisted Manufacturing Plants in the Province of New Brunswick", mimeo., March 1969.

A specific and more recent case was reported in the Canadian Press. DREE offered a \$13.7 million grant for a new pulp mill at Port Cartier, Que., at the same time a pulp mill at Temiscamingue, Que., was closing down with a loss of 875 jobs due to overcapacity in the industry. The Port Cartier mill is expected to provide 459 jobs when it is in full operation.

<sup>9</sup> From the Census of Manufacturing data it can be seen that manufacturing employment growth over the period 1953-68 has been well under one per cent per year in the Quebec-Atlantic regions. In Nova Scotia employment declined absolutely from 22,578 to 20,291 while in Ontario the rate of growth was barely one per cent. Only in Saskatchewan, Alberta and British Columbia has the rate of growth been three per cent or better.

example, the combined budgets of the Ontario Development Corporation and the Northern Ontario Development Corporation were \$33 million in 1970-71 and a projected \$40 million for 1971-72.

The overall effect of this provincial bidding for new industry could be a mutually frustrating investment subsidy which makes the DREE programs either much more expensive or largely ineffectual. If provinces such as Ontario refuse to accept the redistribution of investment produced by DREE and take measures to prevent it, the combination of federal and provincial subsidy schemes may cancel each other and exert no, or only a small, influence on location decisions. Under these circumstances, the only significant effect would be a perverse redistribution of income from the general taxpayer to company shareholders.

An explicit attempt to introduce fiscal policy with a regional slant was made in the federal budget of 1969. It provided for a two-year disallowance of capital cost deductions on commercial construction projects in selected major cities either experiencing, or expected to undergo, a major construction boom. Its purpose in these cities was to moderate the competitive bidding for limited resources in an industry characterized by short-run immobility of resources. Discussions with industry representatives suggest that this measure did not have much effect because it was a small dose of rather weak medicine. While larger doses of the same medicine might work in the future, policy measures to loosen the present constraints on resource mobility within the industry may be more desirable.

In recent years alternative fiscal devices of a more general nature which would transfer aggregate demand across regions have been considered. One device involves more co-ordination between federal and provincial budgetmaking; the other would establish a new institution of an interprovincial stabilization fund. Under the first approach, if aggregate demand pressure were experienced first and with greater strength in western regions, governments in these provinces would run budget surpluses to contain demand pressures in their areas, while federal fiscal and monetary policy would assume an expansive posture with respect to the eastern regions. Under the second, federal fiscal and monetary policies would keep aggregate demand at high levels while the proceeds of a special income tax on western regions would be donated to the provincial governments of the eastern regions to expand demand in their areas either by lowering tax rates or by raising government spending. Both devices would transfer demand and resources from western to eastern regions in order to achieve full employment in all regions at a noninflationary level of aggregate demand. Western regions would have to accept permanent budget and trade surpluses in order to permit full employment budget and trade deficits in the eastern regions to be realized.

## INFLATION AND SEPARATE CURRENCY ARRANGEMENTS

If national inflation is to be of any positive economic value to weaker regions, it must be associated with advantageous relative price effects which would be



elusive otherwise. There is probably only one instance in which inflation might benefit weaker regions. This would occur if money wages there did not keep pace with money wage increases in stronger regions so that inflation might serve to correct the relative overpricing of labor in weaker regions. If this happened, the shift in unit labor costs would help to spread commodity and labor demands more evenly across regions. However, the record of interregional wage changes suggests that this behavior could not be relied upon. The rigidity of the interregional wage structure seems so far impervious to the amount of inflation that Canada has experienced to date.

The notion that weak regions benefit from national inflation probably originates in the observation that relative unemployment rates in these areas are lower during times of strong excess demand and its inflationary consequences. Despite the accuracy of this observation, it does not imply that a permanent or steady rate of inflation would be advantageous to these areas. On the contrary, once excess demand began to dissipate itself in prolonged inflation, it could have deflationary consequences for weak regions if, in view of their trade deficit with other areas, their higher export receipts were more than offset by higher import payments made to other regions. Under these circumstances, inflation would resemble an excise tax imposed on weaker regions to reduce aggregate spending there. An Appendix to this chapter develops the import demand for this type of perverse effect to occur.

If the eastern regions were granted a separate currency and control of their own money supply, they would possess an additional policy instrument for achieving full employment. Given the almost perfect mobility of funds, this extra flexibility would not come from lower interest rates but from the ability to devalue the regional currency.<sup>10</sup> Devaluation would have the effect of reducing the real price of labor in these regions and encouraging a shift of final demand towards the output of the region.<sup>11</sup> Though devaluation might work, probably

---

<sup>10</sup> Another argument for separate regional currencies is that a national monetary policy has severe discriminatory impacts on different regions. The argument for discrimination does not rest on different regional interest rate elasticities in the demand for finance, but rather on noncompetitive rationing so that borrowers in some regions are systematically denied loans granted to borrowers elsewhere at the same risk-adjusted interest rate. While there has been little research on this subject, it is interesting that Cairncross could find no evidence of such discrimination in the Atlantic provinces. He concluded that bank credit is not a major factor in the economic fluctuations of the region and that monetary policy impinged more on the Atlantic area through its influence on the pace of activity in *other* regions. The main deficiency in the Atlantic provinces appeared to be a lack of investment opportunities and not the finance to take advantage of them. See A. K. Cairncross, *Economic Development and the Atlantic Provinces*, Atlantic Provinces Research Board, Fredericton, N.B., February, 1961.

It should also be noted that government lending channels often try to systematically discriminate in favor of weaker regions through the provision of low interest credit as in the case of the Industrial Development Bank, C.M.H.C. and DREE if the latter is viewed as affecting the regional cost of credit.

<sup>11</sup> Leff has concluded that much of the problem of regional inequality in Brazil is traceable to the North-East being locked into a common currency arrangement with the South-East. When coffee exports from the South-East boomed and led to an appreciation of the exchange rate, sugar and rubber exports from the North-East became less profitable. Rigid money wages prevented a restoration of profitability, and migration to the South-East was impeded by poor transportation services. A flexible exchange rate or a separate currency might have prevented the subsequent depression in the North-East by changing the terms of trade between the two regions. N. Leff, "Development and Regional Inequality in Brazil", *Quarterly Journal of Economics*, May 1972.

insufficient money illusion exists to guarantee its success. If labor were to learn quickly how to make adjustments for exchange rate changes, nothing would be gained by having this extra policy instrument. Note that the fiscal equivalent to devaluation or an "effective" inflation is a tax on those currently employed in weaker regions offset by a matching subsidy to the wage demanded by the unemployed in the same region. That is, the essential difference between the policies discussed here and those considered in the last section is that the former do not require a continuing interregional transfer of income resources.

## GENERAL FISCAL TRANSFERS

The fundamental regional problem is that some regions are richer than others. Most regional policies recognize this and involve some redistribution of income, so it is necessary to consider alternative income transfer schemes. From this point of view, the issue is the general one of poverty and not just the need to equalize regional unemployment rates or to promote this or that type of industry in depressed areas.

Ethical considerations aside, there are several strong economic reasons for favoring general fiscal transfers as a method of income redistribution. The current structure of income distribution among the regions reflects to some extent the outcome of earlier government policy decisions. Thus, for example, Ontario has prospered in part because the tariff system has protected her at the expense of real incomes in other areas, while Alberta, and perhaps British Columbia, have profited from special tax treatment of their resource industries.

The current fiscal arrangements for equalization payments come very close to identifying the regional problem as one of poverty rather than one of demand management. The real issue is whether a revised scheme of equalization payments would obviate the need for regional demand policies. In principle, a guaranteed annual income plan of some kind could be an effective substitute for a regional demand policy. Whether it would have the same implications for efficiency in the allocation of the economy's resources would depend mainly on the type of work incentives in the plan.

A detailed examination of income support schemes is beyond this study's scope. However, one important difference between an income maintenance plan and regional fiscal policy is that the former would not explicitly recognize a region as poor but would support poor people in all regions, regardless of the wealth or poverty of the region. Perhaps it is inevitable in a federal system of government that policies over time have become more concerned with income distribution among provinces than among persons. In the interests of achieving greater horizontal equity in the overall fiscal system, a guaranteed annual income scheme might have much to recommend it. A necessary feature of any such scheme would be the gearing of payments to average regional incomes. If payments were instead related to average national incomes, this approach would also oppose adjustment through interregional migration.



From the perspective of regional poverty, policies involving demand redistribution such as those of DREE or regional tax and expenditure proposals, operate on the principle of “trickle-down” effects. It is hoped that the poor will share proportionately, or even more than proportionately, in any income expansion in poor regions. However, relatively little is known about the incidence of government expenditures in poor regions. If unemployment in these areas is predominantly structural in origin, increased spending may add more to the incomes of the relatively rich than to those of the poor. Perverse transfers of income from the poor in rich regions to the rich in poor regions could occur. Because income maintenance schemes would require no direct support of high income earners in poor regions, the cost of such a program could conceivably be much less than the sum of current expenditures designed to raise the overall income level of depressed areas.

In evaluating the full range of feasible regional policy options, a mixture of short and long-run considerations must be weighed. This is unavoidable because short-run stabilization measures invariably require some amount of regional subsidy which will affect longer-run regional performance. This is especially true of manpower programs, demand shifting schemes and income transfer policies. It is less true of the inflation and separate currency alternatives which are also less feasible options than the others. Choosing the proper emphasis that should be placed on the first three alternatives requires further consideration of the goals of regional policy and the constraints on achieving them.

From a long-run vantage point a judgement is required on what priority should be accorded the preservation of a region *per se*. If this goal has high priority, there is no point in discussing expanded mobility programs as a means of securing more effective stabilization of the economy. Subsidies to manpower training and expenditure shifting would provide the only degrees of policy freedom and choice between these two would have to be based on what contribution each could make toward raising regional incomes or reducing regional unemployment per dollar spent. If the unemployment problem is mainly structural, relatively higher expenditures on training and intraregional mobility would presumably involve a temporary subsidy to the region. However, if the unemployment problem is attributable to wage distortions, there is every reason to expect that permanent subsidies will be required, and weak regions will depend on the generosity of stronger regions for their survival. This could only be avoided if the resources transferred to weaker regions were used for investment purposes and effectively raised the rate of return on investment (or, equivalently the productivity of labor) to the point where the need for a continuing subsidy disappeared.

If an efficient allocation of the economy's resources is an important policy goal, the goal of maintaining the relative population size of different regions may have to be sacrificed. If, in the absence of regional subsidies, longer-run adjustment in the economy requires the interregional movement of people, short-run stabilization measures should not interfere with this adjustment. This would argue for more reliance on mobility programs and less on temporary

demand shifting measures which retard interregional migration and work against the achievement of a more permanent solution to regional economic stress.

Leaving these longer-run issues aside, it can be asked which policy, that of shifting labor supply or that of shifting labor demand among regions, offers more promise as a stabilization instrument when the sources of above average regional unemployment are uncertain. If structural difficulties are the main source, mobility and training schemes should be chosen over regional demand policies. If deficient demand is the cause, the major concern is to prevent those regional labor markets which affect wages in other areas from becoming too tight. This could be accomplished by either policy. Thus supply policies affecting the type and amount of labor in high unemployment regions would probably be effective regardless of the source of unemployment in these regions. This is not true of regional demand shifting policies. Unless the costs of reducing unemployment through supply policies can be shown to greatly exceed those attached to demand shifting, the former have a much higher probability of contributing to a better stabilization performance than the latter.

### REGIONAL INCOMES POLICIES

If wage changes in the higher wage, western regions of the economy respond to excess demand pressures there and these changes are copied by labor market institutions in the eastern regions where there is excess labor supply, a selective incomes policy controlling only wage and price decisions in the western regions could be an effective instrument of national policy. Selectivity of this kind would result in more efficient stabilization if at the same time measures were adopted to transfer some of the excess demand pressures from the western to the eastern regions. Otherwise, a general depression of final demand, undertaken to gain control over wage and price decisions in the pace-setting western regions, would inflict unnecessary hardship on the eastern areas. Slack labor markets in the eastern regions would purchase no improvement in the overall level of wages and prices in this situation. Another advantage of regional incomes policy could be its administrative simplicity. That is, a much smaller subset of the wage and price decisions made in the economy would have to be policed in order to enforce either a voluntary or mandatory incomes policy.

A selective regional incomes policy might also be used to impose a more appropriate interregional wage structure if the present structure is responsible for regional disequilibrium. This would entail permitting larger wage increases in western provinces than in the eastern regions. If the problem is an inappropriately wide intraregional wage structure, an incomes policy of permitting smaller wage gains in the high wage sectors might reduce the level of regional unemployment in high unemployment regions. Regional incomes policy may be a useful distortion if it were to offset the undesirable effects of other distortions in the economy. Needless to say, such a plan would demand from governments an enormous amount of political skill and courage. It is never easy to rule the economy by government edict.



A small *caveat* may be in order here. If unemployment in the eastern regions were primarily of a structural nature rather than a response to demand deficiency, the payoff from pursuing a selective regional incomes policy would be diminished since the policy of transferring or maintaining demand would provoke wage increases in the eastern regions in excess of those permitted in the western regions. Such an outcome would be hard to defend in terms of either equity or efficiency and would likely ruin any effort at regional incomes policies. It cannot be over-emphasized that an accurate diagnosis of regional unemployment is essential to devising a suitable regional policy.

## REGIONAL ECONOMIC INFORMATION

This study, no less than others in the same area, has been at time severely constrained by a lack of pertinent information on regional economic behavior. Although pointing to weaknesses in the data is often an excuse for a greater deficiency, a weakness in imagination, a good deal of the information essential to regional analysis is missing at present. The nature of regional interdependence in Canada is vital to an improved understanding of how regions behave and to the framing of efficient regional policies. However, it is precisely at this crucial juncture that the absence of data is more noticeable. Time series information pertaining to the interregional flows of money, goods and people is simply not available and crude estimates of these items are always subject to challenge on grounds of unreliability. This study has been hampered in particular by an inability to focus directly on the interregional transmission of aggregate demand impulses. It is certain that these impulses are transmitted through the intricate network of interprovincial trade, migration and finance and affect wages, prices and employment in all regions. Until more information about the size and composition of these interregional linkages is available, the geographic diffusion of aggregate demand changes will remain something of a mystery.

The problem of regional economic information is sometimes national as well as regional in scope. Thus, for example, data pertaining to actual wage rates received cannot be obtained at any level of aggregation. Often, however, data series are available nationally but not regionally. This deficiency is most keenly felt in the area of regional production statistics. With the exception of annual data on regional value-added in manufacturing and gross production figures for some natural resource industries, it is impossible at the moment to determine the size of regional output on either a sectoral or aggregate basis.

Besides regional gaps in collecting information, there is frequently a problem in the processing of existing data sources. For a long time the Labor Force Survey has been an untapped source of information on the operation of regional labor markets. Only recently, however, have some efforts gone forward to uncover data on the regional characteristics of the unemployed. Who the provincial unemployed are in terms of age, sex, education, marital and family status, rural-urban residence, industry and occupation could be obtained on a contin-

uing basis from Statistics Canada at no great cost if concerted demands were made for this information. A start has already been made in this direction but it would benefit from more outside encouragement and support. Since much of the raw data that goes into the construction of the national accounts is drawn from regional sources, there is also some potential here for extending this useful framework to provide regional as well as national information. In these two instances at least, it would be both feasible and desirable to supply information on employment, unemployment and levels of economic activity at the subregional level. As noted earlier a province is an artificial economic entity and analysis conducted at a provincial level runs the clear danger of ignoring the marked heterogeneity which exists in most provinces. For example, the western portion of Quebec has characteristics which ally it more closely to Ontario in economic performance than the eastern portion which bears a closer resemblance to the operation of the Atlantic economy. Saskatchewan, on the other hand, with its heavy dependence on agriculture, might more realistically be treated as a homogeneous unit.

As a first step toward remedying some of these deficiencies it is encouraging to see that a number of provincial governments are engaged in the difficult job of constructing provincial accounts data. Ontario is probably the most advanced in this field, having dealt successfully with a number of the complicated conceptual problems that confront this type of undertaking. Some of this path-breaking work will make it easier for other provinces to follow suit. Thanks to the work of Levitt and Czamanski, provincial accounts have also been estimated for the Atlantic provinces.<sup>12</sup> Alberta and Quebec are presently establishing accounts for their jurisdictions but little is known about the plans or intentions of other provinces. If more of the provinces become involved in these projects, Statistics Canada might agree to develop and supply the data needed to give an accurate picture of regional linkages.

A set of consistent provincial accounts data would shed considerable light on the sources and uses of provincial saving, the composition of investment, the level of aggregate economic activity, the origin of imports, the destination of exports, and the budgetary postures of provincial governments. For example, it is now no easy task to determine which provinces are, or have been, in a surplus or deficit position. The task is made difficult because of provincial variation in accounting practices affecting the treatment of direct and indirect debt (the liabilities of provincial crown corporations) and intergovernmental transfer payments. Once this aggregate information were available, some sectoral disaggregation could be achieved and used to develop input-output tables for studying the structure of provincial economies and tracing the impact of demand

---

<sup>12</sup> S. Czamanski, *Structure of the Nova Scotia Economy: Analysis of Income and Product Accounts*, Dalhousie University, Institute of Public Affairs, Halifax, N.S., 1970.

K. Levitt, *A Macroeconomic Analysis of the Structure of the Economy of the Atlantic Provinces 1960*, a paper presented to the meetings of the Canadian Economics Association at York University, June 6, 1969.



changes.<sup>13</sup> Input-output tables have been compiled for the Atlantic provinces by Statistics Canada and for Ontario and Quebec by their respective governments, but the trade sector in each is so poorly described that it is impossible to link them and examine interregional demand flows. As an adjunct to this effort, it would also be worthwhile to explore ways of measuring the regional distribution of the economy's capital stock and the rate of return to this capital in different sectors and regions. For instance, one is tempted to attribute much of the downturn in Quebec investment to a relatively low rate of return on capital in that province but there is no straightforward method of demonstrating or disproving this hypothesis with existing data.

While statistical advances in the elaboration of provincial accounts and input-output formats would eliminate a large number of the gaps on quantities, regional price information would still be deficient in a number of respects. Consumer price indexes for major cities are currently the only price data with a regional dimension. In many instances, the prices received by producers in various areas would be much more useful in determining the profitability of producing in different locations, in assessing the impact of changes in import prices on the price of locally produced goods, and in making allowances for regional variation in sales taxes. More detailed regional wage information would be helpful too. While it is known that average wages move together in different regions, there is insufficient data on regional wage structures to pinpoint where the regional wage linkage is tightest or where it is less closely connected. The wage survey of the Department of Labor nearly provides this data but it often lacks comparability, both over time and across regions.

Finally, while this study has concluded that inefficiency in the operation of the Quebec-Atlantic labor markets is the major source of their relatively high unemployment rates, it has been unable to identify which sectors within these regions contribute most to this inefficiency. That is, the source and exact nature of the inefficiency are still unknown and require more intraregional data on labor market operations. The Prices and Incomes Commission has sponsored new effort in this area, by partially financing the cost of retrieving information about the characteristics of the unemployed by region from the Labor Force Survey. The value of this data would be greatly enhanced if it were complemented by additional information on hires and separations by regional industry and occupation, by regional vacancy data, and by special Labor Force Surveys of regional job search patterns and work preference or job aspirations. It would appear that the recently established Job Vacancy Survey could with little effort be expanded to include hiring (new hires and rehires) and separation (dismissals and quits) data. To be consistent with the unemployment data, these figures, as

---

<sup>13</sup> Of course, it is always possible to make poor, as well as good, use of new data, but this is true of any body of information. For example, DREE has been using the Atlantic input-output tables to identify sectors with the strongest backward and forward linkages in order to minimize the leakages in expenditure associated with a given expenditure injection. This criterion could give an unwarranted import substitution slant to their spending. A more appropriate use of these tables would be to calculate the regional resource cost of earning a dollar through extra exports and saving a dollar from additional imports. Induced structural change will succeed only if it promotes the most efficient mix of new industries.

well as those for vacancies, would need to be collected and published by industry and occupation for each province. The workings of regional labor markets cannot be fully understood without much more micro-data than presently exists. For example, the wage structure model in chapter four cannot be adequately explored without better data on regional wage structures and a better idea of the sectoral composition of vacancies and unemployment in each region.

It is ironic that so much effort and so many resources are currently being invested, both directly and indirectly, into an expanding scale of regional programs when there is so little regional information on which to base these policies and to evaluate their results. The narrow confines of the existing data make it hard to refute even wildly implausible analyses of regional economic behavior with convincing empirical evidence to the contrary. One is forced to rely instead on intuition and some guidance from general economic principles which cannot quantify the importance of different arguments and in most instances can discern only the grossest misconceptions about how a regional economy functions.



## INFLATION AND REGIONAL DEMAND TRANSFERS

This appendix considers whether inflation could be regionally deflationary. With the aid of some simple algebra, the economic conditions allowing such an event to occur are derived. If a region with a sizeable trade deficit *vis-à-vis* other regions also has a low price elasticity of demand for imports, external inflation may reduce aggregate demand in the region because higher export receipts are inadequate to offset higher import payments to the other regions.

The analysis starts by assuming that supply influences do not enter the problem. That is, all supply elasticities are infinite so that the supply of output responds passively to demand changes. In value terms a region's balance of payments with other regions is defined as  $B_0 = X_0 - M_0 = P_x \cdot X - P_m \cdot M$  where  $X_0$  and  $M_0$  are export receipts and import payments respectively. Assume the region is initially in a deficit position so that  $B_0 < 0$  or  $X_0/M_0 < 1$ . As interest centers on demand changes when supply curves shift upward in response to inflation, there is a conceptual problem in defining appropriate relative prices. A change in the exchange rate linking two trading areas normally alters the relative price relationship between traded and nontraded goods. Regions of a single country, however, are tied together by a common currency, and it is not clear if or how a generalized inflation will affect relative prices. As a first approximation, export prices in our deficit region are measured relative to tradable goods prices elsewhere, and import prices in the deficit region are measured relative to non-traded goods prices in the same region.

As import prices rise in response to an inflation originating in other regions, changes in import demand in the deficit region can be measured as  $\Delta M_d = M \Delta P_m + P_m \Delta M$ . The second order term  $\Delta M \cdot \Delta P_m$  is ignored. This last expression can be reduced to the following:

$$\begin{aligned} M \Delta P_m - \frac{\Delta M}{\Delta P_m} \cdot \frac{P_m}{M} M \cdot \Delta P_m &= M \Delta P_m - \epsilon_m M \Delta P_m \\ &= M_0 (1 - \epsilon_m) \frac{\Delta P_m}{P_m} \end{aligned}$$

where  $M_0 = P_m \cdot M$ , the initial import bill and  $\epsilon_m$  is the price elasticity of demand for imports. On the export side, an analogous expression can be developed:

$$\Delta X_d = X_0 (1 - \epsilon_x) \frac{\Delta P_x}{P_x}$$

where  $X_0$  is the initial export receipts and  $\epsilon_x$  is the price elasticity of demand for exports. By the supply assumption  $\Delta M_d = \Delta M_s$  and  $\Delta X_d = \Delta M_s$  so that the change in the balance of payments of the deficit region, or the change in aggregate demand within the region, is

$$\begin{aligned} \Delta B_0 &= X_0 (1 - \epsilon_x) \frac{\Delta P_x}{P_x} - M_0 (1 - \epsilon_m) \frac{\Delta P_m}{P_m} \text{ or } \frac{\Delta P_m}{P_m} \{X_0 (1 - \epsilon_x) - M_0 (1 - \epsilon_m)\} \\ \text{if } \frac{\Delta P_x}{P_x} &= \frac{\Delta P_m}{P_m} . \end{aligned}$$

This last expression will be negative and aggregate demand will fall in the region if  $X_0 (1 - \epsilon_x) < M_0 (1 - \epsilon_m)$  or if

$$\frac{X_0}{M_0} < \frac{(1 - \epsilon_m)}{(1 - \epsilon_x)} .$$

If it is further assumed that on the export side the terms of trade remain unchanged so that, *ex-post*,  $\epsilon_m = 0$  then the inequality becomes

$$\epsilon_m + 1 - \frac{X_0}{M_0} .^1$$

<sup>1</sup> This may seem inconsistent with the more conventional criterion  $\epsilon_m < 1$ . The difference arises from the way in which  $\epsilon_m$ ,  $\epsilon_x$  are defined so as to refer to equilibrium points on different demand curves. Figure A-1 illustrates the point more clearly.

From this inequality it can be seen that if trade is originally balanced,  $X_0 = M_0$ , regional deflation is impossible as long as the price elasticity of demand for imports is positive by any amount.

Inflation, if it works as just described, is more likely to be deflationary in a deficit region, the worse the initial trade imbalance and the smaller the price elasticity of demand for imports. Import demand is more likely to be inelastic, the greater the degree of regional specialization, since greater specialization probably means that there are few regional substitutes for imports, either actual or potential. In these circumstances, higher money payments for imports withdraw purchasing power from the region and reduce spending on regionally produced goods to an extent that is not offset by higher payments for the region's exports. Inflation under these conditions has effects similar to an excise tax imposed on weak regions.

This situation is shown graphically in Figure A-1. In the export sector of the deficit region supply of and demand for exports shift as indicated so that the *ex-post* price elasticity is measured between points C and D and is equal to zero. Export receipts and regional income are higher by the amount A B C D. In the import sector supply shifts upward by the same amount as in the export sector, and demand shifts to the left by an amount which depends on the price change in nontraded goods. The *ex-post* price elasticity is measured between the equilibrium points G and I. Total import payments increase by the difference in the two rectangles F E H G minus M, H I M<sub>0</sub>. If this difference is positive and exceeds the export rectangle A B C D, then the total demand for the deficit region's output will decline.

Unfortunately, not much light can be cast on the empirical relevance of this phenomenon. Table A-1 gives export and import values for the Maritimes for the year 1960. All the Maritime provinces were running sizable deficits that year, and there is no reason to think the picture has changed substantially since. With these figures, required values for  $\epsilon_m$  can be calculated if inflation is to be deflationary in these regions. These values range between 0.24 and 0.55 and suggest that, even though  $\epsilon_m$  cannot be estimated directly, the Maritimes probably gains little from inflation and may actually lose.

Trade data for other regions are skimpy. Ontario's regional accounts indicate a positive trade balance in that province for all years between 1957-69. Miller's trade estimates for Quebec suggest that it has run a continuous but relatively small trade deficit of between four and seven per cent of Gross Provincial Product between 1957 and 1967.<sup>2</sup>

TABLE A-1  
The Maritimes: Exports and Imports, 1960  
(Millions of Dollars)

Province	Exports	Imports	Exports	"Required" $\epsilon_m$
			Imports	
Nova Scotia.....	306.8	529.9	0.578	0.42
New Brunswick.....	321.0	422.0	0.76	0.24
Newfoundland.....	186.9	292.1	0.64	0.36
Prince Edward Island.....	38.3	85.5	0.447	0.55

SOURCE: K. Levitt, *A Macroeconomic Analysis of the Structure of the Economy of the Atlantic Provinces, 1960*, a paper presented to the Meeting of the Canadian Economics Association at York University, June 6, 1969.

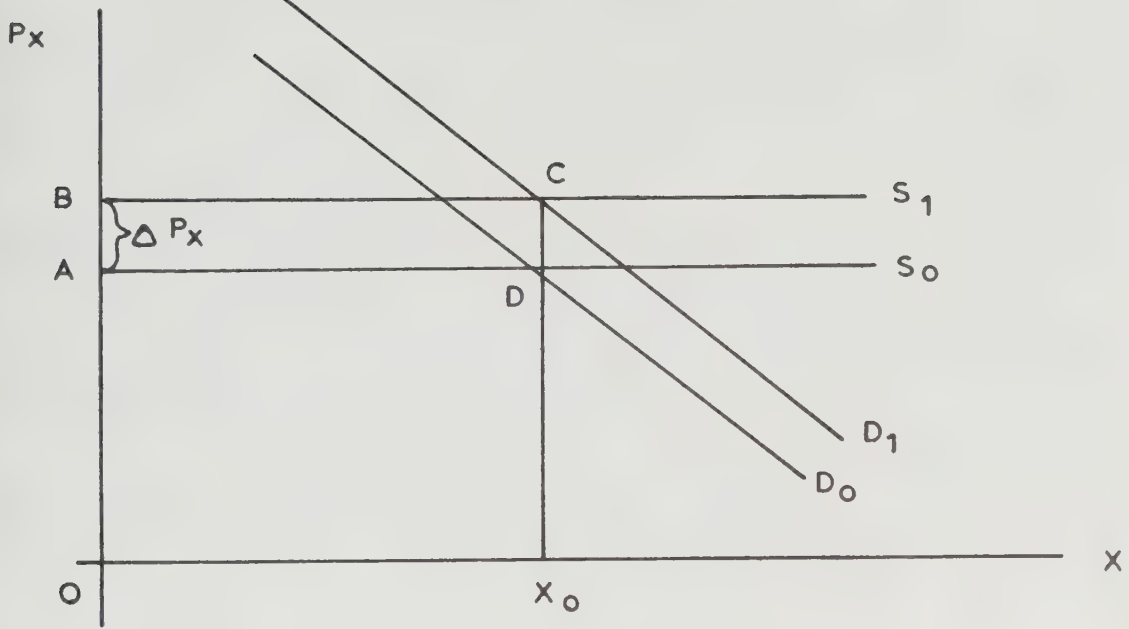
There are other reasons, however, for believing that the mechanism outlined above does not completely describe the effect inflation may have on economically weak regions. Inflation, if it is to benefit a region, must be accompanied by advantageous relative price changes.

<sup>2</sup> F. C. Miller, *The Case for Regional Fiscal Policy in Canada*, a paper presented at the Canadian Economics Association Meetings in St. John's, Newfoundland, June, 1971.

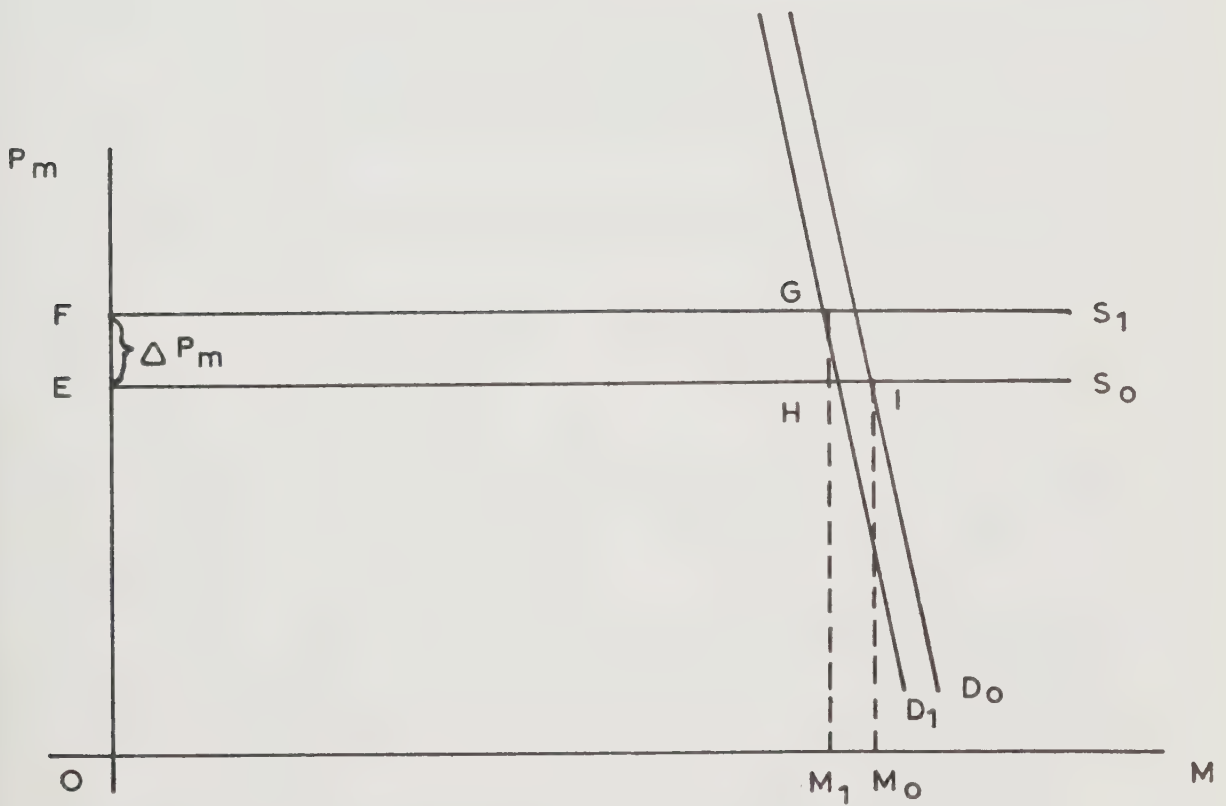


Figure A-1

Export Sector



Import Sector



Among the most important of these changes would be a regional alteration of the real price of labor. If money wages in areas of excess labor supply do not keep pace with money wage increases in other regions, inflation may correct the relative overpricing of labor in the former. In this way the double factorial—or unit labor cost—terms of trade may shift to spread commodity and labor demands more evenly across all regions. It should be noted, however, that nothing in the record of regional wage changes suggest that this has in fact happened.

Secondly, the potential or actual deflationary impact of inflation in weak regions may be only of limited duration. The passage of time and alterations in regional comparative advantage may be sufficient to raise the value of  $\epsilon_m$  to the point where inflation is no longer deflationary. Thirdly, if weak regions serve as marginal suppliers to the rest of the economy, then, as capacity tightens in more buoyant areas demand may shift disproportionately towards the weaker regions during periods of heightened economic activity and subsequent inflation.

As well, there are other, though similar, channels through which demand in an inflationary setting could be transferred away from weaker regions towards stronger ones. This would be the case if a region imported the bulk of its intermediate inputs from inflationary regions and sold its output on noninflating world markets at a fixed exchange rate. Even without intermediate inputs, if some regions (for example, the Prairies) are receiving less for their output than the increase in prices for the goods and services they purchase elsewhere, inflation may divert regional spending away from regionally produced goods if demand elasticities are low enough and trade is initially unbalanced.

Without any numbers it is impossible to assess the likelihood that inflation may have deflationary consequences in a given region. For the Maritimes, however, there is some indication that such a situation may be close to reality.



## REFERENCES

### A. Articles and Monographs

1. Abouchar, Alan, "Regional Welfare and Measured Income Differentials in Canada," *Review of Income and Wealth*, December, 1971.
2. Archibald, G. C., "The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment," *American Economic Review*, Papers and Proceedings, May 1969.
3. Archibald, G. C., "On Regional Economic Policy in the U.K.," University of Essex Discussion Paper No. 14, December 1969.
4. Archibald, G. C., "Regional Multiplier Effects in the U.K.," *Oxford Economic Papers*, March 1967.
5. Berry, R. A. and R. Soligo, "Some Welfare Aspects of International Migration," *Journal of Political Economy*, September/October 1969.
6. Borts, George, "Criteria for the Evaluation of Regional Development Programs," in *Regional Accounting for Policy Decisions*, ed. W. Z. Hirsch, Baltimore: Johns Hopkins Press, 1966.
7. Brechling, F., "Wage Inflation and the Structure of Regional Unemployment", University of Essex Discussion Paper No. 40, February 1972.
8. Breton, A., "Some Economics of National Unity," mimeo, 1970.
9. Cairncross, A. K., *Economic Development and the Atlantic Provinces*, Atlantic Provinces Research Board, Fredericton, N.B., February 1961.
10. Coelho, P. and M. Ghali, "The End of the North-South Wage Differential," *American Economic Review*, December 1971.
11. Comeau, R., "A Study of the Impact of the ADA Program in Nova Scotia," mimeo, 1969.
12. Courchene, T., "Interprovincial Migration and Economic Adjustment," *Canadian Journal of Economics*, November 1970.
13. Courchene, T., *An Analysis of Canadian Regional Economic Characteristics with Special Emphasis on Regional Unemployment Rates*. University of Western Ontario, Research Report 7015, London, Ontario, April 1970.
14. Cowling, K. and D. Metcalf, "Regional Wage Inflation in the U.K.," *District Bank Review*, June 1967.
15. Czamanski, S., *Structure of the Nova Scotia Economy: Analysis of Income and Product Accounts*, Institute of Public Affairs, Dalhousie University, Halifax, N.S., 1970.
16. Denton, F., *An Analysis of Interregional Differences in Manpower Utilization*, Economic Council of Canada, Staff Study No. 15, Ottawa, April 1966.
17. Dudley, L., "On the Optimality of the Optimum Currency Area", University of Montreal, mimeo, February 1971.
18. Engerman, S., "Regional Aspects of Stabilization Policy", in R. A. Musgrave, ed., *Essays in Fiscal Federalism*, The Brookings Institution, Washington, 1965.
19. George, M. V., *Internal Migration in Canada, Demographic Analyses*, Dominion Bureau of Statistics, Ottawa, 1971.
20. George, R., *The Cost of Manufacturing in Alternative Locations: Nova Scotia Compared with Ontario and Quebec*, paper presented to the Canadian Political Science Association Meeting, Queen's University, Kingston, Ontario, 1964.
21. Holt, C. and C. D. MacRae, S. O. Schweitzer, R. E. Smith, *The Unemployment-Inflation Dilemma: A Manpower Solution*, The Urban Institute, Washington D.C., 1971.
22. Holt, C., "Improving the Labor Market Trade-Off between Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, May 1969.
23. Leff, Nathaniel, "Development and Regional Inequality in Brazil", *Quarterly Journal of Economics*, May 1972.

24. Levitt, K., *A Macroeconomic Analysis of the Structure of the Economy of the Atlantic Provinces 1960*, a paper presented to the Meetings of the Canadian Economics Association at York University, June 6, 1969.
25. Lipsey, R., "Structural and Deficient-Demand Unemployment Reconsidered", in A. Ross, ed., *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley and Los Angeles, 1967.
26. Larsen, H., "A Study of Economic Impacts Generated by ADA-Assisted Manufacturing Plants in the Province of New Brunswick", mimeo, March 1969.
27. Miller, F. C., *The Case for Regional Fiscal Policy in Canada*, a paper presented to the Canadian Economics Association Meeting in St. John's, Newfoundland, June 1971.
28. Mundell, R., "A Theory of Optimum Currency Areas," *American Economic Review*, September 1971.
29. Oates, W., "The Theory of Public Finance in a Federal System," *Canadian Journal of Economics*, February 1968.
30. Penz, P., *Structural Unemployment*, Department of Manpower and Immigration, Program Development Service, 1969.
31. Rabeau, Yves, *The Federal-Provincial Fiscal Policies: A Short-Term Analysis with Application to the Quebec Economy*, Office de Planification et de Développement du Québec, 1971.
32. Shearer, R., and J. Young, G. Munro, *Trade Liberalization and a Regional Economy: Studies of the Impact of Free Trade on British Columbia*, Private Planning Association of Canada, University of Toronto Press, 1971.
33. Smith, D., "Seasonal Unemployment and Economic Conditions", in A. Ross, ed., *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley and Los Angeles, 1967.
34. Swan, N., *Differences in the Response of the Demand for Labour to Variations in Output Among Canadian Regions*, Queen's University Discussion Paper No. 41, 1971.
35. Thirlwall, A. P., "Regional Phillips Curves", *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, No. 1, 1970.
36. Thirlwall, A. P., "Demand Disequilibrium in the Labour Markets and Wage Rate Inflation in the United Kingdom," *Yorkshire Bulletin of Economics and Social Research*, May 1969.
37. Thomas, R. and P. Stoney, "Unemployment Dispersion as a Determinant of Wage Inflation in the U.K. 1925-66," *The Manchester School*, June 1971.
38. Todaro, M. and J. Harris, "Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis," *American Economic Review*, March 1970.
39. Vanderkamp, J., "Migration Flows, Their Determinants and the Effects of Return Migration," *Journal of Political Economy*, September/October 1971.
40. Vanderkamp, J., "Interregional Mobility in Canada: A Study of the Time Pattern of Migration," *Canadian Journal of Economics*, August 1968.
41. Vanderkamp, J., *Structural Imbalances and Wage Adjustment*, mimeo, 1970.
42. Vanderkamp, J., "The Effect of Out-Migration on Regional Employment", *Canadian Journal of Economics*, November 1970.
43. Vanderkamp, J., and T. Montague, *A Study in Labour Market Adjustment*, Institute of Industrial Relations, University of British Columbia, 1966.

#### B. Books

1. Brewis, T., *Regional Economic Policies in Canada*, MacMillan, Toronto, 1969.
2. George, R., *A Leader and a Laggard*, University of Toronto Press, Toronto, 1970.
3. Schnitzer, M., *Regional Unemployment and the Relocation of Workers*, Praeger, N.Y., 1970.
4. Scitovsky, T., *Money and the Balance of Payments*, Rand McNally, Chicago, 1969.



### C. Government and Official Publications

1. Atlantic Development Council, *A Strategy for the Economic Development of the Atlantic Region, 1971-1981*, Fredericton, New Brunswick, 1971.
2. Atlantic Provinces Economic Council, *First, Second, Third, Fourth and Fifth Annual Reviews*, Halifax, Nova Scotia.
3. Cape Breton Development Corporation, *Annual Report*, 1970.
4. Department of National Health and Welfare, *Monthly Budgets for Items of Basic Need under Provincial Social Assistance Programs*, Welfare Research Division, 1970.
5. Department of Regional Economic Expansion, *Annual Reports*, 1969-1971.
6. Economic Council of Canada, *Eighth Annual Review*, Ottawa, 1971.
7. General Council of Industry, *Towards Economic Objectives and a Development Strategy for Quebec*, Montreal, Quebec, 1970.
8. Unemployment Insurance Commission, *Annual Reports*, 1961-68.
9. First National City Bank, *Brazil, A Special Economic Study of the Foreign Information Service*, New York, N.Y., April 1971.







7. Conseil général de l'industrie, *Vers des objectifs économiques et une stratégie de développement pour le Québec*, Montréal, Québec, 1970.
8. Commission de l'assurance-chômage, *Rapports annuels*, 1961-1968.
9. First National City Bank, *Brazil*, Etude économique spéciale du service des informations étrangères, New York, N.Y., avril 1971.



1. Atlantic Development Council, *A Strategy for the Economic Development of the Atlantic Region, 1971-1981*, Fredericton, Nouveau Brunswick, 1971.
2. Atlantic Provinces Economic Council, *First, Second, Third, Fourth and Fifth Annual Reviews*, Halifax, Nouvelle Écosse.
3. Cape Breton Development Corporation, *Annual Report*, 1970.
4. Ministère de la Santé nationale et du Bien-être social, *Monthly Budgets for Items of Basic Need under Provincial Social Assistance Programs*, Division de la recherche sur le bien-être, 1970.
5. Ministère de l'Expansion économique régionale, *Rapports annuels, 1969-1971*.
6. Conseil économique du Canada, *Huitième rapport annuel*, Ottawa, 1971.

### C. Publications gouvernementales et officielles

1. Brewis, T., *Regional Economic Policies in Canada*, MacMillan, Toronto, 1969.
2. George, R., *A Leader and a Laggard*, University of Toronto Press, Toronto, 1970.
3. Schmitzer, M., *Regional Unemployment and the Relocation of Workers*, Praeger, N.Y., 1970.
4. Scitovsky, T., *Money and the Balance of Payments*, Rand McNally, Chicago, 1969.

### B. Livres

26. Larsen, H., «A Study of Economic Impacts Generated by ADA-Assisted Manufacturing Plants in the Province of New Brunswick», mimeo, mars 1969.
27. Miller, F.C., *The Case for Regional Fiscal Policy in Canada*, document présenté lors de la réunion de la Canadian Economics Association à St John's, Terre Neuve, en juin 1971.
28. Mundell, R., «A Theory of Optimum Currency Areas», *American Economic Review*, septembre 1971.
29. Oates, W., «The Theory of Public Finance in a Federal System», *Canadian Journal of Economics*, février 1968.
30. Penz, P., Ministère de la Main-d'œuvre et de l'immigration, 1969.
31. Rabreau, Yves, Office de planification et de développement du Québec, 1971.
32. Shearer, R., et J. Young, G. Munro, *Trade Liberalization and a Regional Economy: Studies of the Impact of Free Trade on British Columbia*, Private Planning Association of Canada, University of Toronto Press, 1971.
33. Smith, D., «Seasonal Unemployment and Economic Conditions», A. Ross, Ed., in *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley et Los Angeles, 1967.
34. Swan, N., *Differences in the Response of the Demand for Labour to Variations in Output Among Canadian Regions*, Queen's University Discussion Paper No. 41, 1971.
35. Thirlwall, A.P., «Regional Phillips Curves», *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics and Statistics*, No. 1, 1970.
36. Thirlwall, A.P., «Demand Disequilibrium in the Labour Markets and Wage Rate Inflation in the United Kingdom», *Yorkshire Bulletin of Economics and Social Research*, mai 1969.
37. Thomas, R. et P. Stoney, «Unemployment Dispersion as a Determinant of Wage Inflation in the U.K. 1925-66», *The Manchester School*, juin 1971.
38. Todaro, M. et J. Harris, «Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis», *American Economic Review*, mars 1970.
39. Vanderkamp, J., «Migration Flows, Their Determinants and the Effects of Return Migration», *Journal of Political Economy*, septembre/octobre 1971.
40. Vanderkamp, J., «Interregional Mobility in Canada: A Study of the Time Pattern of Migration», *Canadian Journal of Economics*, août 1968.
41. Vanderkamp, J., *Structural Imbalances and Wage Adjustment*, mimeo, 1970.
42. Vanderkamp, J., «The Effect of Out-Migration on Regional Employment», *Canadian Journal of Economics*, novembre 1970.
43. Vanderkamp, J., et T. Montague, *A Study in Labour Market Adjustment*, Institute of Industrial Relations, University of British Columbia, 1966.

1. Abouchar, Alan, «Regional Welfare and Measured Income Differentials in Canada», *Review of Income and Wealth*, Décembre 1971.
2. Archibald, G.C., «The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment», *American Economic Review*, Papers and Proceedings, mai 1969.
3. Archibald, G.C., «On Regional Economic Policy in the U.K.», University of Essex Discussion Paper No. 14, décembre 1969.
4. Archibald, G.C., «Regional Multiplier Effects in the U.K.», *Oxford Economic Papers*, mars 1967.
5. Berry, R.A. et R. Soligo, «Some Welfare Aspects of International Migration», *Journal of Political Economy*, septembre/octobre 1969.
6. Borts, George, «Criteria for the Evaluation of Regional Development Programs», in *Regional Accounting for Policy Decisions*, ed. W.Z. Hirsch, Baltimore: John Hopkins Press, 1966.
7. Brechling, F., «Wage Inflation and the Structure of Regional Unemployment», University of Essex Discussion Paper No. 40, février 1972.
8. Breton, A., «Some Economics of National Unity», mimeo, 1970.
9. Cairncross A.K., *Economic Development and the Atlantic Provinces*, Atlantic Provinces Research Board, Fredericton, N.B., février 1961.
10. Coelho, P. et M. Ghali, «The End of the North-South Wage Differential», *American Economic Review*, décembre 1971.
11. Comeau, R., «A Study of the Impact of the ADA Program in Nova Scotia», mimeo, 1969.
12. Courchene, T., «Interprovincial Migration and Economic Adjustment», *Canadian Journal of Economics*, novembre 1970.
13. Courchene, T., *An Analysis of Canadian Regional Economic Characteristics with Special Emphasis on Regional Unemployment Rates*, University of Western Ontario, Research Report 7015, London, Ontario, avril 1970.
14. Cowling, K. et D. Metcalf, «Regional Wage Inflation in the U.K.», *District Bank Review*, juin 1967.
15. Czamanski, S., *Structure of the Nova Scotia Economy: Analysis of Income and Product Accounts*, Institute of Public Affairs, Dalhousie University, Halifax, N.E., 1970.
16. Denton, F., *Analyse des différences interrégionales dans l'utilisation de la main-d'œuvre et le revenu gagné*, Conseil économique du Canada, Ottawa, avril 1966. (Études préparées par le personnel, no. 15).
17. Dudley, L., «On the Optimality of the Optimum Currency Area», Université de Montréal, mimeo, février 1971.
18. Engerman, S., «Regional Aspects of Stabilization Policy», in R. A. Musgrave, ed., *Essays in Fiscal Federalism*, The Brookings Institution, Washington, 1965.
19. George, M. V., Bureau fédéral de la statistique, Ottawa, 1971.
20. George, R., *The Cost of Manufacturing in Alternative Locations: Nova Scotia Compared with Ontario and Quebec*, document présenté lors de la réunion de la Canadian Science Political Association, à Queen's University, Kingston, Ontario, 1964.
21. Holt, C. et C. D. MacRae, S. O. Schweitzer, R. E. Smith, *The Unemployment-Inflation Dilemma: A Manpower Solution*, The Urban Institute, Washington D.C., 1971.
22. Holt, C., «Improving the Labor Market Trade-Off between Inflation and Unemployment», *American Economic Review*, mai 1969.
23. Left, Nathaniel, «Development and Regional Inequality in Brazil», *Quarterly Journal of Economics*, mai 1972.
24. Levitt, K., *A Macroeconomic Analysis of the Structure of the Economy of the Atlantic Provinces 1960*, document présenté lors des réunions de la Canadian Economics Association à York University, le 6 juin 1969.
25. Lipsey, R., «Structural and Deficient-Demand Unemployment Reconsidered», in A. Ross, ed., *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley et Los Angeles, 1967.



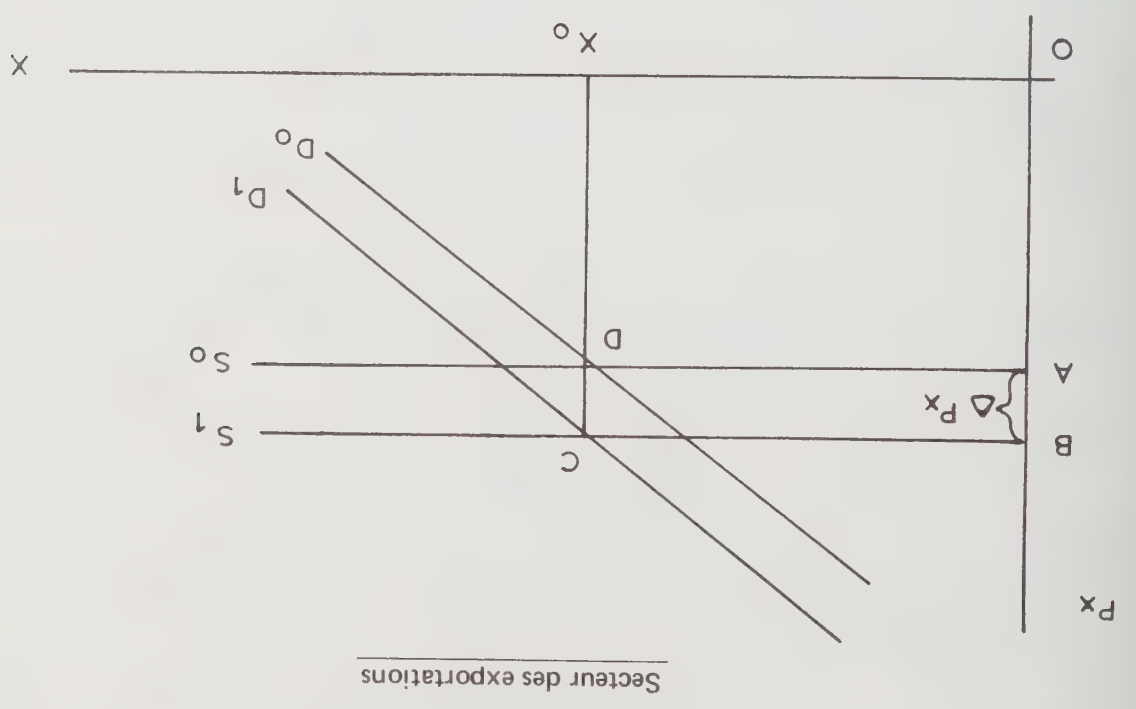
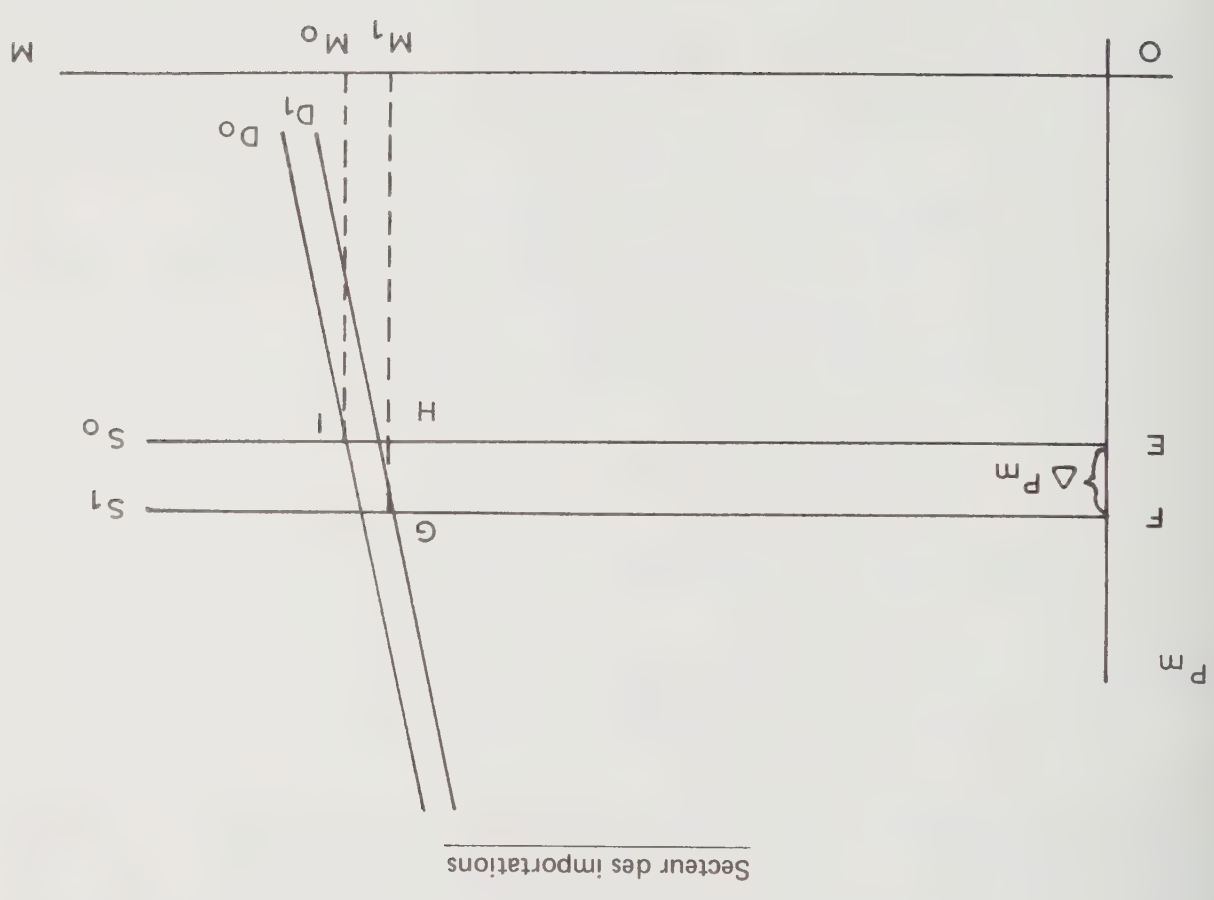
Il existe également d'autres mécanismes de même nature par lesquels, dans des conditions d'inflation, la demande pourrait se déplacer des régions défavorisées vers les régions prospères. Ce serait le cas si une région importait la majeure partie de ses produits intermédiaires de régions où l'inflation sévit et exportait ses produits sur des marchés mondiaux non affectés par l'inflation, avec un taux de change fixe. Même en l'absence de produits intermédiaires, certaines régions (par exemple, les Prairies) obtiennent pour leurs produits une augmentation inférieure à celle des prix des biens et services achetés dans les autres régions, l'inflation peut aggraver les dépenses régionales vers des produits importés si les élasticités de la demande sont assez faibles et si la balance commerciale connaît initialement un déséquilibre.

En l'absence de statistiques, on ne peut pas évaluer la probabilité que l'inflation puisse exercer des effets déflationnistes dans une région donnée. Cependant, dans le cas des provinces atlantiques, on a certaines raisons de penser que cette situation n'est peut-être pas très éloignée de la réalité.

Source: K. Levitt, *A Macroeconomic Analysis of the Structure of the Atlantic Provinces, 1960*, document présenté lors de la réunion de la Canadian Economics Association à York University, le 6 juin 1969.

Province	Exportations	Importations	Exportations	Importations	Exportations	Importations
Nouvelle Écosse	306.8	529.9	.578	.42	.24	.36
Nouveau Brunswick	321.0	422.0	.760	.24	.24	.36
Terre Neuve	186.9	292.1	.640	.36	.36	.36
Île du Prince Édouard	38.3	85.5	.447	.55	.55	.55

TABLEAU A-1  
Exportations et importations des provinces atlantiques, 1960  
(en millions de dollars)



GRAPHIQUE A-1



2 F.C. Miller, «The Case for Regional Fiscal Policy in Canada», document présenté lors de la réunion de la *Canadian Economics Association* à St John's, Terre-Neuve, en juin 1971.

Deuxièmement, les effets déflationnistes — réels ou potentiels — de l'inflation dans les régions défavorisées peuvent n'avoir qu'une durée limitée. Le temps et les modifications de l'avantage comparatif régional peuvent suffire à élever la valeur de  $e_m$  jusqu'au point où l'inflation n'exerce plus d'effet déflationniste. Troisièmement, si les régions défavorisées ne sont que des fournisseurs secondaires pour le reste de l'économie, lorsque l'utilisation de la capacité de production tend vers sa limite dans les régions plus dynamiques, on peut observer un transfert de demande disproportionné vers les régions pauvres durant les périodes de forte activité économique et d'inflation subséquente.

On a cependant d'autres raisons de croire que le mécanisme exposé précédemment ne fournit pas une description complète des effets éventuels de l'inflation sur les régions défavorisées. Pour procurer des avantages à une région, l'inflation doit s'accompagner de variations favorables des prix relatifs. Une modification du prix réel de la main-d'œuvre régionale représenterait l'une des plus importantes de ces variations. Si, dans les régions où l'offre de main-d'œuvre est excédentaire, les salaires nominaux ne s'accroissent pas comme ceux des autres régions, l'inflation peut corriger le caractère relativement excessif du prix de la main-d'œuvre dans les premières régions. De cette façon, les termes de l'échange fondés sur deux facteurs de production — ou coût unitaire de la main-d'œuvre — peuvent se modifier et étaler la demande pour les produits et la main-d'œuvre de manière plus uniforme dans toutes les régions. On devrait toutefois remarquer que les variations de salaires régionaux observées dans le passé ne suggèrent en rien une telle évolution.

Pour les autres régions, les statistiques du commerce sont peu nombreuses. Les comptes régionaux de l'Ontario indiquent une balance commerciale positive pour toutes les années de 1957 à 1969. Les statistiques du commerce évaluées par Miller pour le Québec indiquent un déficit commercial continué mais relativement faible — de quatre à sept pour cent du produit provincial brut — entre 1957 et 1967<sup>2</sup>.

Malheureusement, il est difficile de trouver une confirmation empirique de ce phénomène. Le tableau A-1 indique la valeur des exportations et des importations des provinces atlantiques pendant l'année 1960. Toutes ces provinces connaissent alors un déficit considérable, et on n'a aucune raison de croire que la situation se soit grandement modifiée. À partir de ces données, on peut calculer les valeurs que doit avoir  $e_m$  pour que l'inflation exerce des effets déflationnistes dans les provinces atlantiques. Ces valeurs varient de 0.24 à 0.55 et suggèrent que, même si on ne peut pas évaluer  $e_m$  directement, l'inflation ne procure vraisemblablement guère de gains à ces provinces et peut en réalité leur occasionner des pertes.

On trouvera une représentation graphique de cette situation dans le graphique A-1. Dans le secteur exportateur de la région déficitaire, la demande et l'offre d'exportation se déplacent de la manière indiquée, de façon à ce que l'élasticité-prix ex post se mesure entre C et D et soit nulle. Les revenus d'exportation et le revenu régional sont augmentés d'un montant ABCD. Dans le secteur importateur, l'offre se déplace vers le haut dans la même proportion que pour le secteur des exportations, et la demande se déplace vers la gauche dans une proportion qui dépend de la variation de prix des produits non négociés. On mesure l'élasticité-prix ex post entre les points d'équilibre G et I. Le total des paiements d'importations est augmenté de la différence entre les deux rectangles FEHG et MHIM<sub>0</sub>. Si cette différence est positive et supérieure au rectangle des exportations ABCD, la demande totale pour les produits de la région déficitaire diminuera.

L'inflation, si elle se conforme à la description ci-dessus, aura d'autant plus de chances d'exercer des effets déflationnistes dans une région déficitaire que le déséquilibre initial de la balance du commerce sera défavorable et que l'élasticité-prix de la demande pour les importations sera faible. Plus le degré de spécialisation régionale sera grand, plus il est probable que la demande pour les importations sera inélastique; en effet, une spécialisation poussée résulte vraisemblablement du faible nombre de produits régionaux substituables aux importations, réelles ou potentielles. Dans ces conditions, l'augmentation des paiements nominaux au titre des importations supprime du pouvoir d'achat de la région et réduit les dépenses pour des biens produits dans la région dans la mesure où elle n'est pas contrebalancée par une hausse des revenus d'exportation. Les effets de l'inflation sont alors analogues à ceux d'un impôt indirect prélevé dans les régions défavorisées.

indique que, si la balance commerciale est initialement en équilibre,  $X_0 = M_0$ , des effets régionaux déflationnistes ne peuvent exister tant que l'élasticité-prix de la demande pour les importations est positive.

L'INFLATION ET LES TRANSFERTS  
RÉGIONAUX DE DEMANDE

Dans cette annexe, nous verrons si l'inflation peut exercer, dans certaines régions, des effets déflationnistes. Nous calculerons, à l'aide de quelques formules algébriques simples, les conditions économiques permettant une telle situation. Si, dans une région ayant un déficit commercial considérable vis-à-vis des autres provinces, la demande pour les importations a une faible élasticité par rapport aux prix, une inflation à l'extérieur peut réduire la demande intérieure globale parce que la hausse des revenus d'exportation ne suffit pas pour contrebalancer l'augmentation des paiements d'importation aux autres régions.

On part de l'hypothèse que les influences de l'offre ne jouent aucun rôle; c'est-à-dire que les élasticités de l'offre sont infinies, l'offre de produits n'étant donc pas sensible aux variations de la demande. La balance des paiements d'une région vis-à-vis des autres régions se définit, en valeur, comme suit:  $B_0 = X_0 - M_0 = P_x \cdot X - P_m \cdot M$ , où  $X_0$  et  $M_0$  représentent respectivement les revenus d'exportation et les paiements d'importations. Supposons que la région connaît initialement une situation déficitaire, soit  $B_0 < 0$ , ou  $X_0/M_0 < 1$ . Puisque l'on s'intéresse aux variations de la demande lorsque l'inflation fait s'élever les courbes d'offre, il est difficile de définir des prix relatifs appropriés. Une fluctuation du taux de change unissant deux zones commerciales modifie normalement le rapport de prix relatifs entre les biens négociés et non négociés. Mais les régions d'un même pays sont liées par une monnaie commune et il est difficile de voir si une inflation généralisée affectera les prix relatifs ou, le cas échéant, comment cela se produira. En première approximation, on mesure les prix des exportations dans la région déficitaire par rapport aux prix des biens négociables dans les autres régions, et les prix des importations par rapport aux prix des biens non négociés dans la région.

Lorsque l'inflation en provenance des autres régions fait monter les prix des importations, on peut mesurer les variations de la demande pour les importations dans la région déficitaire à l'aide de la formule  $\Delta M_d = M \Delta P_m + P_m \Delta M$ . On ignore le terme de second rang  $\Delta M \cdot \Delta P_m$ . On peut réduire cette dernière expression pour obtenir:

$$M \Delta P_m - \frac{\Delta P_m}{P_m} \cdot M \cdot \Delta P_m = M \Delta P_m - \epsilon_m M \Delta P_m = M_0 (1 - \epsilon_m) \frac{\Delta P_m}{P_m}$$

où  $M_0 = P_m \cdot M$  = paiements d'importation initiaux, et  $\epsilon_m$  est l'élasticité-prix de la demande pour les exportations. En ce qui concerne les exportations, on peut calculer une expression analogue:  $\Delta X_d = X_0 (1 - \epsilon_x) \frac{\Delta P_x}{P_x}$ , où  $X_0$  représente les revenus initiaux d'exportation et  $\epsilon_x$  l'élasticité-prix de la demande pour les exportations. Étant donné notre hypothèse concernant l'offre,  $\Delta M_d = \Delta M_s$  et  $\Delta X_d = \Delta X_s$ , de sorte que la modification de la balance des paiements de la région déficitaire, ou la variation de la demande globale au sein de la région, s'exprime  $\Delta B_0 = X_0 (1 - \epsilon_x) \frac{\Delta P_x}{P_x} - M_0 (1 - \epsilon_m) \frac{\Delta P_m}{P_m}$  ou  $\frac{\Delta P_x}{P_x} \times \{X_0 (1 - \epsilon_x) - M_0 (1 - \epsilon_m)\}$

si  $\frac{\Delta P_x}{P_x} = \frac{\Delta P_m}{P_m}$ . Cette dernière expression sera négative et la demande globale dimi-

nuera dans la région si  $X_0 (1 - \epsilon_x) > M_0 (1 - \epsilon_m)$  ou si  $\frac{X_0}{M_0} > \frac{(1 - \epsilon_m)}{(1 - \epsilon_x)}$ . Si on suppose en outre qu'en ce qui concerne les exportations les termes de l'échange restent constants — c'est-à-dire que, ex post,  $\epsilon_x = 0$  — l'inégalité devient  $\epsilon_m < 1 - \frac{M_0}{X_0}$ . Cette expression

<sup>1</sup> Ceci peut paraître incompatible avec le critère plus conventionnel selon lequel  $\epsilon_m < 1$ . Il en est ainsi parce qu'on a défini  $\epsilon_m$  et  $\epsilon_x$  pour désigner des points d'équilibre sur différentes courbes de demande. Le graphique A-1 illustre cette remarque de façon plus explicite.



fonder ces politiques et pour en évaluer les résultats. Du fait des étroites limites des données existantes, on peut difficilement réfuter des analyses, même hautement fantaisistes, du comportement économique régional, sans disposer de données empiriques prouvant le contraire. Au lieu de cela, on est réduit à se fier à l'intuition et à certaines indications des principes économiques généraux qui ne peuvent pas évaluer quantitativement l'importance des différentes hypothèses et ne peuvent discerner, dans la plupart des cas, que les erreurs de conception les plus grossières quant au fonctionnement des économies régionales.

Tandis que des progrès statistiques dans l'élaboration de comptes provinciaux et de tableaux de relations interindustrielles élimineraient un grand nombre de lacunes du point de vue des données en quantités, on continuerait à manquer à plusieurs égards de statistiques régionales sur les prix. Les indices des prix à la consommation des grandes villes représentent actuellement les seules données de prix ayant une coloration régionale. Dans bien des cas, les prix obtenus par les producteurs seraient beaucoup plus utiles pour déterminer la rentabilité de la production en différents endroits, pour évaluer l'incidence des variations de prix des importations sur les prix des biens produits dans la région, et pour tenir compte des différences régionales d'impôt sur les ventes. Des données régionales plus détaillées sur les salaires seraient également utiles. Bien que l'on sache que les salaires évoluent de la même manière dans des régions différentes, on ne dispose pas de renseignements suffisants sur les structures régionales de salaires pour dire où les liens régionaux de salaires sont les plus forts et où ils sont plus relâchés. L'enquête sur les salaires du Ministère du Travail fournit presque ce type d'informations, mais souvent ces données ne sont pas comparables, ni dans le temps, ni dans l'espace.

Enfin, si dans cette étude nous avons conclu que le fonctionnement inefficace des marchés du travail du Québec et des provinces atlantiques représentait la cause principale de leurs taux de chômage relativement élevés, nous n'avons pas été en mesure d'identifier les secteurs qui, dans ces régions, contribuent le plus à cette inefficacité. En d'autres termes, on ne connaît toujours pas la cause et la nature exacte de l'inefficacité et il sera nécessaire d'obtenir plus de données, au niveau intrarégional, sur le fonctionnement des marchés du travail. La Commission des prix et des revenus a promu de nouveaux efforts dans ce domaine en finançant en partie la recherche de renseignements sur les caractéristiques des chômeurs, par région, à partir de l'enquête sur la main-d'œuvre. Ces données prendraient encore plus de valeur si on les complétait avec des informations sur les embauchages et les cessations d'emploi, par industrie et par occupation, au niveau régional, avec des données régionales sur les emplois vacants, et avec des enquêtes spéciales sur la main-d'œuvre recherchant, au niveau régional, les processus-type de recherche d'emploi, et les préférences de travail ou aspirations du point de vue de l'emploi. Apparemment, on pourrait assez facilement développer l'enquête sur les emplois vacants récemment établie afin d'inclure des données sur l'embauchage (nouveaux embauchages et réembauchage) et les cessations d'emploi (licenciements et démissions). Pour que ces données, et celles sur les emplois vacants, soient compatibles avec les statistiques du chômage, on devrait les recueillir et les publier par industrie et par occupation pour chaque province. On ne pourra pas comprendre parfaitement le fonctionnement des marchés régionaux du travail tant qu'on ne disposera pas de plus de données au niveau micro-économique. Par exemple, en l'absence de meilleures statistiques sur les structures de salaires régionales et d'une meilleure connaissance de la composition sectorielle des emplois vacants et du chômage dans chaque région, on ne peut pas se livrer à des recherches complètes à partir du modèle de structure de salaire du chapitre quatre.

Il est paradoxal que l'on consacre actuellement tant d'efforts et tant de ressources — directement et indirectement — à des programmes régionaux de plus en plus nombreux et importants alors que l'on dispose de si peu de renseignements pour



ne sera fructueuse que si elle engendre la combinaison la plus efficace de nouvelles industries.

que soit le sujet. Par exemple, le MFER a utilisé les tableaux de relations interindustrielles des provinces atlantiques pour identifier les secteurs ayant les liens les plus marqués en aval et en amont afin de minimiser les pertes inhérentes à l'injection d'un montant donné de dépenses. Ce critère pourrait se traduire par une tendance non justifiée des dépenses du MFER à se substituer aux importations. Il serait plus approprié d'utiliser ces tableaux pour calculer le coût, exprimé en ressources régionales, encouru pour gagner un dollar grâce à de nouvelles exportations ou pour épargner un dollar d'importations supplémentaires. Une modification structurelle induite

<sup>12</sup>S. Czamanski, *Structure of the Nova Scotia Economy: Analysis of Income and Product Accounts*, Dalhousie University, Institute of Public Affairs, Halifax, Nouvelle-Ecosse, 1970.

<sup>13</sup>K. Levitt, *A Macroeconomic Analysis of the Structure of the Economy of the Atlantic Provinces, 1960*, document présenté lors des réunions de la Canadian Economics Association à York University, le 6 juin 1969.

disponibles.

confirmer ou d'infirmer catégoriquement cette hypothèse à partir des données

rendement du capital relativement faible, mais aucune méthode ne permet de

d'attribuer en grande partie la baisse des investissements au Québec à un taux de

capital dans différents secteurs et différentes régions. Par exemple, on est tenté

du montant de capitaux dont dispose l'économie et le taux de rendement de ce

serait également utile de rechercher des moyens de mesurer la répartition régionale

peut les lier entre elles et étudier les flux interrégionaux de demande. À cet égard, il

dans tous ces cas, les données sur le secteur commercial sont si maigres qu'on ne

Québec et de l'Ontario en ont fait autant pour leurs provinces respectives. Mais,

relations interindustrielles pour les provinces atlantiques et les gouvernements du

modifications de la demande<sup>13</sup>. Statistique Canada a compilé des tableaux de

d'étudier la structure des économies provinciales et de suivre les effets des

décomposer par secteurs et élaborer des tableaux de relations interindustrielles afin

intergouvernementaux. Une fois ces données globales disponibles, on pourrait les

dettes de corporations de la Couronne) et par les paiements de transferts

pratiques comptables concernant le traitement de la dette directe et indirecte (les

taire. La tâche est rendue malaisée par les différences, selon les provinces, des

quelles provinces connaissent, ou ont connu, une situation déficitaire ou excédén-

des gouvernements provinciaux. Par exemple, il est actuellement difficile de savoir

l'origine des importations, la destination des exportations et la situation budgétaire

composition des investissements, le niveau de l'activité économique globale,

beaucoup mieux connaître les sources et les utilisations de l'épargne provinciale, la

Un ensemble de données régulières sur les comptes provinciaux permettrait de

pour obtenir une image précise des liens régionaux.

Canada pourrait bien accepter de compiler et de publier les données nécessaires

provinces. Si plus de provinces s'intéressaient à ce type de travaux, Statistique

comptes provinciaux, mais on sait peu de choses des projets ou intentions des autres

provinces atlantiques<sup>12</sup>. L'Alberta et le Québec prépareraient actuellement des

de Levitt et Czamanski, on a également évalué des comptes provinciaux pour les

rendra plus aisée la tâche des autres gouvernements provinciaux. Grâce aux travaux

heurte ce type de recherches. Dans une certaine mesure, ce travail de pionnier

attaqué avec succès à plusieurs des problèmes conceptuels complexes auxquels se

probablement la province la plus avancée à cet égard; son gouvernement s'est

langant dans la difficile tâche d'élaborer des comptes provinciaux. L'Ontario est

domaine que l'absence de données se fait le plus cruellement sentir. Les séries chronologiques concernant les flux interrégionaux de capitaux, de biens et de personnes sont tout simplement inexistantes et leurs évaluations brutes sont toujours sujettes à caution. Un des principaux obstacles à notre étude fut l'impossibilité de se concentrer directement sur la transmission interrégionale des pressions de la demande globale. Il est certain que ces pressions sont diffusées par le réseau complexe des flux interrégionaux de biens, de personnes et de capitaux et qu'elles affectent les salaires, les prix et l'emploi dans toutes les régions. Tant que l'on ne disposera pas de renseignements plus complets sur l'importance et la composition de ces liens interrégionaux, la diffusion géographique des variations de la demande globale conservera un certain mystère.

Le problème de l'information économique régionale se retrouve parfois au niveau de l'ensemble du pays. Ainsi, par exemple, on ne peut obtenir de données sur les taux de salaires réels reçus à aucun niveau d'aggrégation. Néanmoins, les séries sont souvent disponibles au niveau global mais pas au niveau régional. Cette lacune est particulièrement prononcée en ce qui concerne les statistiques régionales de production. À l'exception des données régionales sur la valeur ajoutée annuellement par les industries manufacturières et des statistiques de production brutes pour certaines industries fondées sur l'exploitation des ressources naturelles, il est impossible actuellement de déterminer l'importance de la production régionale sur une base sectorielle ou globale.

En plus des difficultés rencontrées pour recueillir des statistiques régionales, on se heurte souvent à un problème quant au traitement des données disponibles. Pendant longtemps, l'enquête sur la main-d'œuvre est restée une mine inexploitée de renseignements sur le fonctionnement des marchés du travail régionaux. Les quelques efforts en vue d'obtenir des données sur les caractéristiques régionales des chômeurs ne sont que très récents. Une action concertée auprès de Statistique Canada pour connaître, au niveau provincial, les caractéristiques d'âge, de sexe, d'éducation, de situation de famille, d'habitat rural ou urbain, d'industrie et d'occupation des chômeurs pourrait obtenir gain de cause sans engendrer de coûts considérables. Quelques pas ont déjà été accomplis dans cette direction, mais des encouragements extérieurs ne sauraient être inutiles. Étant donné que la majeure partie des données brutes utilisées pour calculer les comptes nationaux provient de sources régionales, on pourrait ici encore en profiter pour dégager des données régionales. Dans ces deux cas au moins, il serait possible et souhaitable de fournir les renseignements sur l'emploi, le chômage et les niveaux de l'activité économique au niveau de sous-régions. Comme nous l'avons remarqué précédemment, une province représente une entité économique artificielle et une analyse au niveau de la province court le risque évident d'ignorer l'hétérogénéité prononcée qui caractérise la plupart des provinces. Par exemple, du point de vue de la performance de l'économie, l'ouest du Québec s'apparente plus à l'Ontario qu'à l'est du Québec, cette dernière région ressemblant plus aux provinces atlantiques. D'un autre côté, étant donné l'importance prépondérante de l'agriculture dans la Saskatchewan, il pourrait être plus réaliste de traiter cette province comme une entité homogène.

Il est encourageant de constater qu'un certain nombre de gouvernements provinciaux ont effectué un premier pas vers la correction de cette situation en se



À l'instar des autres études en ce domaine, notre analyse fut parfois gravement limitée par l'absence de données pertinentes sur l'économie régionale. Bien que l'on utilise souvent l'indigence de données comme une excuse pour masquer un défaut plus grave, à savoir une imagination insuffisante, on ne dispose pas actuellement d'une bonne partie des informations essentielles à une analyse régionale. La connaissance des caractéristiques de l'interdépendance des régions du Canada est d'une importance capitale pour mieux comprendre comment les régions évoluent et pour élaborer des politiques régionales efficaces. Mais c'est précisément dans ce

### *L'information économique régionale*

À l'instar des autres études en ce domaine, notre analyse fut parfois gravement limitée par l'absence de données pertinentes sur l'économie régionale. Bien que l'on utilise souvent l'indigence de données comme une excuse pour masquer un défaut plus grave, à savoir une imagination insuffisante, on ne dispose pas actuellement d'une bonne partie des informations essentielles à une analyse régionale. La connaissance des caractéristiques de l'interdépendance des régions du Canada est d'une importance capitale pour mieux comprendre comment les régions évoluent et pour élaborer des politiques régionales efficaces. Mais c'est précisément dans ce

Le chômage tenait plutôt à des questions structurelles qu'à une insuffisance de la demande, une politique régionale des revenus sélective deviendrait moins avantagée puisque le transfert ou le maintien de la demande provoquerait dans les régions de l'est des hausses de salaires supérieures à celles permises dans les régions de l'ouest. Un tel résultat serait aussi difficile à justifier du point de vue de l'équité que de celui de l'efficacité et signifierait probablement l'échec de toute tentative de politique régionales des revenus. Nous ne répéterons jamais assez à quel point un diagnostic précis du chômage régional est essentiel à l'élaboration d'une politique régionale adéquate.

Un léger avertissement est peut-être de circonstance. Si, dans les régions de l'est, le chômage tenait plutôt à des questions structurelles qu'à une insuffisance de la demande, une politique régionale des revenus sélective deviendrait moins avantagée puisque le transfert ou le maintien de la demande provoquerait dans les régions de l'est des hausses de salaires supérieures à celles permises dans les régions de l'ouest. Un tel résultat serait aussi difficile à justifier du point de vue de l'équité que de celui de l'efficacité et signifierait probablement l'échec de toute tentative de politique régionales des revenus. Nous ne répéterons jamais assez à quel point un diagnostic précis du chômage régional est essentiel à l'élaboration d'une politique régionale adéquate.

On pourrait également recourir à une politique régionale des revenus sélective pour imposer une structure interrégionale de salaires mieux appropriée dans le cas où, dans son état présent, cette structure est cause du déséquilibre régional. Ceci reviendrait à autoriser des hausses de salaires plus marquées dans les provinces de l'ouest que dans celles de l'est. Si le problème résulte d'une structure de salaire intra-régionale d'étendue inappropriée, une politique des revenus permettant des augmentations salariales inférieures dans les secteurs à hauts salaires pourrait abaisser le niveau du chômage régional dans les régions à fort chômage. La politique des revenus régionaux peut provoquer une distorsion utile si elle contrebalance les effets néfastes d'autres distorsions qui affectent l'économie. Inutile de préciser qu'un tel programme exigerait une compétence politique et un courage énormes de la part des gouvernements. Il n'a jamais été facile de gouverner l'économie par décret.

Ce caractère sélectif se traduirait par une stabilisation plus efficace si, en même temps, on adoptait des mesures pour transférer une partie des pressions de la demande excédentaire des régions de l'ouest vers celle de l'est. Sinon, une réduction générale de la demande finale, nécessaire pour contrôler les décisions de prix et de salaires dans les régions «dominantes» de l'ouest, causerait inutilement des difficultés aux régions de l'est. Dans ces circonstances, des marchés du travail relâchés dans les régions de l'est ne permettraient pas d'amélioration du niveau global des salaires et des prix. Un autre avantage de politiques des revenus régionales pourrait tenir à la simplicité de les administrer. En effet, on n'aurait à contrôler qu'une beaucoup plus petite partie des décisions de salaires et de prix pour appliquer une politique des revenus volontaire ou obligatoire.

Si, dans les régions à hauts salaires de l'ouest, les variations salariales réagissent aux pressions d'une demande excédentaire, et si les facteurs institutionnels des marchés du travail transmettent ces variations aux régions de l'est où existe un excédent de l'offre de main-d'œuvre, une politique des revenus sélective ne contrôlant que les décisions de salaires et de prix dans les régions de l'ouest pourrait

### *Les politiques régionales des revenus*

La demande qu'à l'aide des politiques d'offre, ces dernières représentent selon toute vraisemblance un meilleur instrument de stabilisation économique.

Ces considérations de longue période mises à part, on peut se demander quelle politique—de transfert de l'offre de main-d'œuvre ou de transfert de la demande pour la main-d'œuvre entre les régions—représente l'instrument de stabilisation le plus efficace lorsque l'on ne connaît pas exactement les causes du chômage supérieur à la moyenne. Si le chômage est surtout attribuable à des difficultés structurelles, on devrait adopter des programmes d'encouragement à la mobilité et de formation plutôt que des politiques régionales de demande. Si l'insuffisance de la demande est cause du chômage, on cherche surtout à empêcher les marchés du travail régionaux sur lesquels sont déterminés les salaires de devenir trop tendus. Chacune des deux politiques peut permettre d'arriver à ce résultat. Par conséquent, les régions à fort chômage, s'avèreraient probablement efficaces quelle que soit la cause du chômage dans ces régions. Il n'en va pas de même pour les politiques régionales de transfert de la demande. Sauf si l'on peut démontrer qu'il en coûte beaucoup moins pour réduire le chômage à l'aide des politiques de modification de la demande qu'à l'aide des politiques d'offre, ces dernières représentent selon toute

Si une répartition efficace des ressources de l'économie représente un objectif majeur de la politique économique, il se peut que l'on doive renoncer à maintenir l'importance démographique relative des différentes régions. Si, en l'absence de subventions régionales, l'ajustement à long terme de l'économie exige un mouvement interrégional de population, les mesures de stabilisation à court terme ne devraient pas aller à l'encontre de cet ajustement. À cet égard, les programmes d'encouragement à la mobilité des travailleurs seraient préférables aux mesures temporaires de transferts de la demande, qui retardent les flux interrégionaux de personnes et s'opposent à une correction plus permanente des tensions économiques régionales.

produktivité de la main-d'œuvre) pour qu'une subvention permanente devienne inutile.

peut apporter chaque type de mesures à l'augmentation des revenus régionaux ou à la réduction du chômage régional, pour un coût donné. Si le chômage est essentiellement d'origine structurelle, une augmentation relative des dépenses de formation et d'encouragement à la mobilité intra-régionale impliquerait probablement une subvention temporaire à la région. Cependant, si le chômage provenait de distorsions salariales, on a toute raison de croire à la nécessité de subventions permanentes, et la survie des régions défavorisées dépendrait de la générosité des régions prospères. On ne pourrait éviter cette situation que si les ressources transférées aux régions pauvres étaient utilisées à des fins d'investissement et élevaient suffisamment le taux de rendement des investissements (ou bien la



L'étude détaillée de divers systèmes d'assistance aux revenus sort du cadre de cette étude. Toutefois, un programme de maintien du revenu et une politique fiscale régionale se distingueraient sur un point important: le premier type de mesures ne reconnaîtrait pas explicitement une région comme pauvre mais fournirait une assistance aux gens pauvres de toutes les régions, quelle que soit la pauvreté ou la prospérité desdites régions. Peut-être est-il impossible dans un système fédéral de gouverner qu'au fil du temps, les politiques en viennent à se préoccuper plus de la répartition des revenus entre les provinces qu'entre les personnes. Un système de revenu annuel garanti pourrait présenter beaucoup d'avantages pour arriver à une plus grande équité de l'ensemble du système fiscal. Tout programme de ce type devrait lier les paiements aux revenus régionaux moyens. Si les paiements étaient déterminés en fonction de la moyenne des revenus dans le pays, cette conception s'opposerait aux ajustements par mouvements interrégionaux de main-d'œuvre.

Du point de vue de la pauvreté régionale, les politiques impliquant une redistribution de la demande — telles que celles du MBER ou les dépenses et les impôts régionaux proposés — se fondent sur le principe des effets d'«infiltration». On espère que les pauvres recevront une part proportionnelle, et même plus que proportionnelle, de toute augmentation de revenu survenant dans les régions défavorisées. Mais on connaît relativement mal les conséquences des dépenses publiques pour les régions pauvres. Si le chômage est essentiellement d'origine structurelle dans ces régions, un accroissement des dépenses peut élever plus les revenus des individus relativement riches que ceux des personnes pauvres. Il pourrait se traduire par des effets pervers, des transferts de revenus des personnes pauvres des régions riches vers des personnes riches des régions pauvres. Puisque les programmes de maintien des revenus ne solliciteraient pas une assistance directe de la part des titulaires de revenus élevés dans les régions pauvres, leur coût pourrait être bien inférieur à la somme actuelle des dépenses destinées à augmenter le niveau global des revenus dans les régions défavorisées.

Afin d'évaluer l'éventail complet des politiques régionales possibles, il convient d'envisager à la fois des facteurs à court et à long terme. Il ne saurait en être autrement parce que des mesures de stabilisation à court terme impliquent toujours un certain montant de subvention régionale qui affectera l'évolution à long terme de la région. Cette remarque s'applique particulièrement aux programmes de main-d'œuvre, aux mesures de transfert de la demande et aux politiques de transfert des revenus. Elle est moins valable dans le cas de l'inflation et des zones monétaires distinctes, solutions qui sont également moins praticables que les autres. Afin de déterminer l'importance que l'on devrait accorder aux trois premières possibilités, il convient d'examiner plus longuement les objectifs de la politique régionale et les contraintes qui les accompagnent.

Du point de vue des avantages à long terme, on doit décider quelle priorité devrait être accordée à la conservation de la région comme telle. Si on donne à cet objectif une priorité élevée, les programmes d'encouragement à la mobilité destinés à assurer une stabilisation plus efficace de l'économie deviennent caducs. Le choix entre les programmes de formation de la main-d'œuvre et les politiques de transferts des dépenses est le seul possible; et ce choix devrait se fonder sur la contribution que

régions et encouragerait un transfert de demande finale vers leurs produits<sup>11</sup>. La dévaluation pourrait donner des résultats, pourtant les gens ne sont probablement pas assez dupes de la dépréciation de la monnaie pour que son succès soit assuré. Si les travailleurs devaient apprendre rapidement comment s'ajuster aux variations du taux de change, cet instrument supplémentaire de la politique économique n'aurait aucune utilité. Remarquons qu'une mesure fiscale équivalant à la dévaluation ou à une inflation «efficace»: une taxe imposée aux employés des régions défavorisées, compensée par une subvention d'ajustement au salaire exigé par les chômeurs de ces régions. En d'autres termes, la principale différence entre les politiques envisagées ici et celles considérées dans la dernière section est que les premières n'imposent pas un transfert interrégional permanent de revenus.

### *Les transferts fiscaux généraux*

Le problème régional fondamental est que certaines régions sont plus riches que d'autres. La plupart des politiques régionales en sont conscientes et impliquent une certaine redistribution de revenus; il est donc nécessaire d'examiner les différents systèmes de transferts de revenus. Dans cette optique, on est confronté à un problème général de pauvreté et non au besoin d'uniformiser les taux régionaux de chômage ou de promouvoir tel ou tel type d'industrie dans les régions défavorisées. Les considérations morales mises à part, plusieurs facteurs économiques militent fortement en faveur des transferts fiscaux généraux en tant que méthode de redistribution des revenus. La structure actuelle de la répartition des revenus parmi les régions reflète dans une certaine mesure des politiques économiques passées. Ainsi, par exemple, la prospérité de l'Ontario résulte en partie des tarifs douaniers qui ont protégé les industries de cette province aux dépens des revenus réels dans d'autres régions; de même, l'Alberta, et peut-être la Colombie-Britannique, ont tiré parti du traitement fiscal spécial accordé aux industries fondées sur l'exploitation des ressources naturelles.

Si l'on considère les ententes fiscales actuelles pour les paiements de péréquation, on voit que le problème régional est conçu beaucoup plus comme un problème de pauvreté que comme un problème de gestion de la demande. Le problème réel est celui de savoir si une révision du système de paiements de péréquation supprimerait la nécessité de politiques régionales de demande. En principe, une certaine forme de programme de revenu annuel garanti pourrait remplacer efficacement une politique régionale de demande. Quant à savoir si un tel programme aurait les mêmes conséquences du point de vue de l'efficacité de la répartition des ressources de l'économie, cela dépendrait surtout du type d'incitations au travail dont il s'assortirait.

<sup>11</sup> Selon Lef, on peut attribuer dans une large mesure le problème des inégalités régionales au Brésil au fait que le nord-est et le sud-est ont une monnaie commune. Lorsque les exportations de café du sud-est ont connu une vive expansion, l'appréciation résultante du taux de change a rendu moins rentables les exportations de sucre et de caoutchouc du nord-est. La rigidité des salaires nominaux a empêché le retour à la rentabilité et l'indigence des services de transports a freiné le départ des travailleurs vers le sud-est. Un taux de change flottant ou une devise distincte aurait pu éviter la crise subéquente dans le nord-est en modifiant les termes de l'échange entre les deux régions. N. Lef, «Development and Regional Inequality in Brazil», *Quarterly Journal of Economics*, mai 1972.



Si l'inflation globale peut comporter un avantage, du point de vue économique, pour les régions défavorisées, celui-ci doit tenir à des effets favorables sur les prix relatifs. L'inflation ne peut probablement profiter aux régions en difficulté que dans un cas: si, dans ces régions, les salaires nominaux n'augmentaient pas comme ceux des régions prospères, l'inflation pourrait servir à corriger le prix relativement excessif de leur main-d'œuvre. Dans ces circonstances, l'écart entre les coûts unitaires de main-d'œuvre contribuerait à répartir de manière plus uniforme entre les régions la demande pour les produits et la demande pour la main-d'œuvre. Toutefois, si l'on en croit l'évolution passée des variations interrégionales de salaires, il conviendrait de ne pas compter sur un tel comportement. La rigidité des structures interrégionales de salaires semble jusqu'à maintenant imperméable au degré d'inflation qui affecte le Canada.

L'idée que les régions défavorisées bénéficient de l'inflation globale a probablement l'origine suivante: on a observé que les taux de chômage relatifs de ces régions sont plus faibles durant les périodes de fort excédent de la demande et pendant la phase d'inflation consécutive. Cette observation a beau être exacte, elle n'implique pas qu'une inflation permanente ou régulière tourne à l'avantage des régions en difficulté. Au contraire, quand un excédent de demande commence à dégénérer en une inflation prolongée, les conséquences pourraient en être déflationnistes pour les régions défavorisées si, étant donné le déficit de leur balance commerciale avec les autres régions, l'augmentation de leurs recettes d'exportations était plus que compensée par la hausse des paiements d'importations aux autres régions. Dans ces conditions, l'inflation s'apparenterait à un impôt indirect perçu dans les régions défavorisées pour y réduire les dépenses globales. Dans une annexe au présent chapitre, nous verrons comment la demande pour les importations peut faire naître ce type d'effets pervers.

Si on accordait aux régions de l'est une monnaie distincte et le contrôle de leur propre masse monétaire, ces régions se trouveraient pourvues d'un instrument supplémentaire de politique économique pour réaliser le plein-emploi. Étant donné la mobilité presque parfaite des capitaux, cette souplesse additionnelle ne résulterait pas de taux d'intérêt inférieurs mais de la possibilité de dévaluer la devise régionale<sup>10</sup>. La dévaluation abaisserait le prix réel de la main-d'œuvre dans ces

<sup>10</sup> Les effets gravement discriminatoires d'une politique monétaire nationale sur les différentes régions représentent un autre argument en faveur de devises régionales distinctes. La discrimination ne tiendrait pas à des différences régionales entre les élasticités des taux d'intérêt par rapport à la demande pour la monnaie, mais plutôt à un rationnement ne répondant pas aux normes de la concurrence: dans certaines régions, on refuse systématiquement des prêts accordés ailleurs au même taux d'intérêt ajusté en fonction du risque. Bien que les recherches à ce sujet soient peu nombreuses, il est intéressant de constater que Cairncross n'a pu obtenir aucun résultat confirmant une telle discrimination dans les provinces atlantiques. Il en a conclu que le crédit bancaire ne représente pas un élément majeur des fluctuations économiques de la région et que la politique monétaire est plus défavorable aux provinces atlantiques par son influence sur le rythme de l'activité économique des autres régions. Apparemment, les provinces atlantiques souffrent de l'absence d'occasions d'investissement et non de l'absence d'argent pour les financer. Voir A.K. Cairncross, *Economic Development and the Atlantic Provinces*, Atlantic Provinces Research Board, Fredericton, N-B, février 1961. On devrait également remarquer que les systèmes de prêts gouvernementaux cherchent souvent à favoriser les régions en difficulté en leur concédant des crédits avec de faibles taux d'intérêt; par exemple, les prêts de la Banque de développement industriel, de la SCHL et du MEER, si on estime que celui-ci influe sur le coût régional du crédit.

Au cours des dernières années, on a envisagé différentes mesures fiscales de nature plus générale pour diffuser la demande globale parmi les régions. Un concept fait appel à une plus grande coopération entre les autorités fédérales et provinciales au niveau de l'élaboration des budgets; l'autre concerne l'établissement d'un fonds de stabilisation interprovincial. Dans le premier cas, si les pressions de la demande globale se manifestaient d'abord, et avec plus d'intensité, dans les provinces de l'ouest, celles-ci adopteraient des budgets excédentaires afin de contenir ces pressions, tandis que les politiques monétaire et fiscale fédérales prendraient des mesures expansionnistes eu égard aux provinces de l'est. Dans le second cas, les politiques monétaire et fiscale fédérales maintiendraient les niveaux élevés de la demande globale tandis qu'un impôt spécial sur les revenus dans les provinces de l'ouest serait redistribué aux gouvernements provinciaux de l'est pour qu'ils accroissent la demande — en abaissant les taux d'imposition ou en augmentant leurs dépenses. Les deux types de mesures assureraient un transfert de demande et de ressources des provinces de l'ouest vers celles de l'est, permettant de réaliser le plein-emploi dans toutes les régions à un niveau non inflationniste de la demande globale. Les provinces de l'ouest devraient accepter d'avoir en permanence un budget et une balance commerciale excédentaires afin que les régions de l'est puissent avoir des budgets de plein-emploi et une balance commerciale déficitaires.

L'industrie soient préférables.

mesures destinées à réduire les limitations actuelles à la mobilité des ressources de permettront peut-être d'obtenir des résultats dans l'avenir, mais il se peut que des appliquer une faible dose d'un remède plutôt anodin. Des doses plus massives donnent à penser que ces mesures furent sans grand effet: elles revenaient à court terme des ressources. Des rencontres avec des représentants de cette industrie pour des ressources limitées dans une industrie se caractérisant par l'immobilité à connaître, un boom de la construction. L'objectif était d'y modérer la compétition construction commerciaux dans certaines villes connaissant, ou susceptibles de interdiction de déduire pendant deux ans les coûts en capitaux pour les projets de politique fiscale présentant une certaine coloration régionale. On prévoyait une Dans le budget fédéral de 1969, on a tenté de façon explicite d'introduire une de sociétés.

mauvaise redistribution de revenus de l'ensemble des contribuables aux actionnaires entreprises. Dans ces conditions, le seul effet important consisterait en une s'annuler l'un l'autre et n'exercer que peu ou pas d'influence sur les choix des pour s'y opposer, les programmes de subvention fédéral et provincial peuvent la redistribution des investissements produite par le MFER et prennent des mesures coûteux ou en grande partie inefficaces. Si des provinces comme l'Ontario refusent l'encontre les unes des autres et rendant les programmes du MFER beaucoup plus industries pourraient se solder par des subventions aux investissements allant à Au total, ces efforts des gouvernements provinciaux pour attirer de nouvelles on prévoit 40 millions de dollars pour 1971-1972.

Development Corporation se sont élevés à 33 millions de dollars en 1970-1971 et combinés de la Ontario Development Corporation et de la Northern Ontario programmes provinciaux sont d'une ampleur considérable. Par exemple, les budgets entreprises qui décident de s'établir à l'intérieur de leurs frontières. Certains de ces



d'encouragement de la mobilité pour obtenir une réduction donnée du chômage régional. Indépendamment de la validité de cette affirmation, on peut douter du principe fondamental du MBEER selon lequel il est mieux outillé que les entrepreneurs privés pour évaluer les perspectives de succès à long terme d'un produit ou d'une industrie donnés.

Ceci mis à part, il est extrêmement difficile d'évaluer l'efficacité des programmes du MBEER sur la seule base des emplois créés. D'une part, les subventions d'encouragement peuvent n'être qu'un substitut de capital privé qui aurait été investi de toute façon et se trouve maintenant dirigé vers d'autres régions. D'autre part, les nouveaux investissements et les nouveaux emplois peuvent, à cause de pressions résultant de la concurrence, provoquer la disparition d'autres emplois et d'autres investissements<sup>8</sup>. De plus, on ne dispose d'aucun moyen facile de déterminer ce qui se serait produit en l'absence de ces programmes. Il est tout à fait possible qu'une baisse d'impôts ou un accroissement des dépenses publiques dans le cadre d'autres programmes auraient permis de créer plus d'emplois que les programmes du MBEER, quoique selon une répartition géographique quelque peu différente. Outre cela, c'est peut-être une erreur de s'intéresser essentiellement au secteur manufacturier parce que la croissance de l'emploi y est relativement lente et parce qu'une région peut détenir un avantage comparatif supérieur pour le secteur primaire ou des services tels que le tourisme<sup>9</sup>. Le MBEER a pris conscience de ce phénomène dans le cas du Lac St Jean, au Québec, par exemple; vu la difficulté d'attirer des entreprises manufacturières dans cette région, on en a fait une zone spéciale plutôt que désignée. Enfin, le MBEER a pour objectif de créer le plus d'emplois possibles par dollar dépensé; dans ces conditions, tant que la main-d'œuvre et le capital seront dans une certaine mesure substituables, un système de subventions uniquement au titre de la main-d'œuvre semblerait plus conforme à cet objectif.

Un autre facteur de plus en plus important va à l'encontre des politiques de modification de la demande: la croissance relativement rapide des programmes des gouvernements provinciaux destinés à attirer les entreprises privées. Pratiquement toutes les provinces offrent maintenant des garanties de prêts aux nouvelles industries. L'Ontario, la Saskatchewan et l'Alberta offrent des prêts susceptibles de remise, tandis que le Québec et le Manitoba accordent des subventions directes aux

<sup>8</sup> Il est intéressant de constater qu'au Nouveau Brunswick, pour la période 1963-1968, on a estimé la croissance de l'emploi manufacturier attribuable à l'Agence de développement régional à 2 235 emplois, tandis que le total de l'emploi manufacturier ne s'élevait que de 1 600 à 1 800. Il faudrait une étude plus approfondie pour savoir si on remplaçait un certain nombre d'emplois en voie de disparition rapide ou si on a contribué à leur disparition. Cf. H.K. Larsen, *A Study of the Economic Impacts Generated by ADA-assisted Manufacturing Plants in the Province of New Brunswick*, mimeo., mars 1969.

La presse canadienne a rapporté plus récemment le cas suivant. Le MBEER a accordé une subvention de 13.7 millions de dollars pour l'établissement d'une nouvelle usine de pâte à papier à Port Cartier, au Québec; au même moment, une usine de pâte à papier de Temiscamingue, dans la même province, fermait ses portes, occasionnant la perte de leur emploi pour 875 ouvriers, à cause de l'excédent de capacité de production de l'industrie. On prévoit que l'usine de Port Cartier permettra, quand elle tournera à capacité, la création de 459 emplois. Les données du recensement des entreprises manufacturières indiquent que, de 1953 à 1968, la croissance de l'emploi manufacturier fut bien inférieure à 1 pour cent par an au Québec et dans les provinces atlantiques. En Nouvelle-Ecosse, l'emploi a connu une baisse en termes absolus, de 22 578 à 20 291, tandis qu'en Ontario le taux de croissance ne dépassait pas 1 pour cent. Ce taux n'a été supérieur ou égal à 3 pour cent qu'en Saskatchewan, en Alberta et en Colombie-Britannique.

une répartition de la demande finale du gouvernement pour lesquels les deux régions connaîtraient le plein-emploi. D'une manière plus générale, le problème met en cause l'application de la théorie internationale du multiplicateur à un ensemble de régions, en tenant compte des légères pertes inhérentes aux dépenses parmi les régions. Le principal défaut de ce raisonnement est que cette redistribution des dépenses publiques peut correspondre à une division régionale inefficace des ressources gouvernementales du point de vue social. C'est-à-dire que du capital public peut être ôté des régions où il est le plus nécessaire et dirigé vers des régions où il l'est moins. Des régions où la croissance économique et démographique est rapide pourraient se retrouver avec de mauvaises routes tandis que d'autres régions dont la demande pour de tels services est moins forte posséderaient des autoroutes. Bien que sa mission soit liée à l'objectif à plus long terme du développement économique régional, le Ministère de l'Expansion économique régionale (MEER) aurait pu se voir chargé, comme il l'a été récemment, d'une fonction de stabilisation. En offrant à des entreprises privées qui s'établissent dans certaines zones désignées (correspondant habituellement à des régions où le chômage est supérieur à la moyenne) une combinaison de subventions au titre de l'utilisation du capital et de la main-d'œuvre, le MEER espère modifier la répartition régionale des investissements et de la création d'emplois. Du point de vue économique, ces subventions se justifient parce qu'elles représentent une aide temporaire à des industries régionales naissantes. Après une période initiale d'«apprentissage» pendant laquelle les entreprises subventionnées connaissent vraisemblablement des coûts supérieurs à la normale parce qu'elles doivent s'adapter à leur nouvel emplacement, le MEER prévoit que ces firmes fonctionneront sans subventions avec des coûts de production concurrentiels. Ce programme est trop récent pour que l'on puisse analyser la réussite ou l'échec des entreprises subventionnées par le MEER<sup>7</sup>. Si les échecs devaient s'avérer les plus fréquents, le programme de subvention initiale-ment conçu comme temporaire par le MEER pourrait bien devenir permanent. Si les coûts supérieurs encourus dans les zones désignées n'étaient que temporaires les investisseurs et les firmes qui se fondent sur le long terme auraient très probablement investi sans l'assistance du MEER.

Les activités du MEER soulèvent plusieurs problèmes fondamentaux. Etant donné le caractère récent des programmes, nous n'en discuterons que brièvement. Premièrement, puisque le MEER encourage les entreprises à s'établir dans des régions où elles n'iraient peut-être pas autrement, ses programmes de ré-établissement peuvent parfois imposer une perte d'efficacité à l'économie. En longue période, celle-ci peut diminuer jusqu'à devenir nulle parce que le MEER prétend promouvoir des industries naissantes dans les zones défavorisées dont la viabilité à long terme est moins douteuse. Si les pertes d'efficacité dues aux programmes du MEER ne sont que temporaires et si les industries deviennent rapidement viables, ces programmes pourraient s'avérer, au total, plus avantageux que les programmes

<sup>7</sup>Certaines des entreprises subventionnées par l'Agence de développement régional n'ont eu qu'une durée éphémère, mais on n'a jamais publié le nombre de ces échecs ni analysé leurs causes. L'expérience de la société de développement du Cap Breton, DEVCO, est également troublante. D'après son rapport annuel pour 1970, trois entreprises manufacturières récemment implantées ont fait faillite et environ la moitié du total des prêts accordés ont été amortis comme non recouvrables.



ressources humaines seraient supérieures. Par conséquent, tandis que les politiques de modification de la demande peuvent permettre d'uniformiser les pressions de la demande pour la main-d'œuvre dans toutes les régions, elles risquent de s'opposer aux politiques d'encouragement à la mobilité et à la répartition efficace à long terme des ressources de l'économie<sup>5</sup>. Ce n'est que dans le cas exceptionnel où les ressources en main-d'œuvre d'une région n'auraient aucune mobilité interrégionale que ces effets de répartition n'existeraient pas; en effet, dans ces conditions, le problème de savoir où les travailleurs peuvent obtenir le revenu maximum ne se poserait pas.

Bien que le Canada n'ait pas de politique fiscale régionale désignée comme telle, le budget fédéral applique implicitement une telle politique chaque fois que des impôts sont perçus dans une région et dépensés dans une autre. Étant donné les pertes inévitables qui accompagnent les dépenses du gouvernement fédéral dans toute région, on ne peut pas déterminer l'effet net des dépenses actuelles du gouvernement fédéral sur une base régionale. De même, le fait d'ignorer l'ampleur et la composition des flux commerciaux interrégionaux ainsi que leur sensibilité aux variations des coûts de production régionaux, empêche la mise au point d'une politique fiscale régionale destinée à déplacer la demande finale des régions où l'emploi est élevé vers les régions où il est faible. Plus une région est petite et perméable aux influences extérieures, plus il en coûtera — en termes de recettes fiscales — pour provoquer une hausse donnée du revenu régional grâce à une politique fiscale régionale<sup>6</sup>. Par exemple, il est peu probable qu'un dollar supplémentaire dépensé par le gouvernement fédéral dans l'Île-du-Prince-Édouard y crée beaucoup plus qu'un dollar de revenu parce que cette province importe la majeure partie des produits finaux et intermédiaires qu'elle utilise.

Un exemple simplifié permet d'illustrer les mécanismes en jeu lors de transferts interrégionaux de dépenses. Supposons deux régions, dont une seule connaît le plein-emploi. Le gouvernement fédéral veut redistribuer ses dépenses (ou ses impôts) de façon à assurer le plein-emploi à chaque région. Supposons que dans la région A, où la demande est insuffisante, le multiplicateur des dépenses est égal à 2 et la propension marginale à importer à 1/3. Dans ces conditions, une dépense supplémentaire de 1 dollar par le gouvernement dans la région A accroîtra les revenus de 2 dollars et les importations de 2/3 de dollar. Étant donné que les importations de la région A sont égales à la demande pour les exportations dans la région B, celle-ci s'élèvera de 2/3 de dollar pour satisfaire à l'augmentation de demande en provenance de la région A. On peut supposer qu'il existe un niveau et

<sup>5</sup> On peut observer un exemple de cet effet à propos du fonctionnement des programmes agricoles américains qui cherchent à compléter les revenus reçus par les agriculteurs sur le marché. Dans la mesure où ces programmes atteignent leur but, ils encouragent en même temps des ressources à rester dans un secteur où les rendements — avant subventions — sont inférieurs à ceux obtenus dans les autres secteurs de l'économie.

<sup>6</sup> On ne connaît que quelques tentatives d'évaluation des multiplicateurs des dépenses régionales au Canada. Par exemple, Miller a utilisé les maigres données sur les comptes régionaux pour calculer des multiplicateurs de l'ordre de 1,4 à 1,5 pour le Québec et les provinces atlantiques. Czamanski a estimé le multiplicateur à environ 1,37 pour la Nouvelle-Écosse. Ces multiplicateurs régionaux correspondraient à un multiplicateur voisin de 2 pour l'ensemble de l'économie. Voir F.C. Miller, «The Case for Regional Fiscal Policy in Canada», document présenté lors de la réunion de la Canadian Economics Association à St John's, Terre-Neuve, en juin 1971; et S. Czamanski, *Structure of the Nova Scotia Economy: Analysis of Income and Product Accounts*, Institute of Public Affairs, Université Dalhousie, Halifax, Nouvelle-Écosse, 1970.

de leurs revenus relatifs. Ou bien les écarts entre les revenus régionaux peuvent exprimer avec précision les avantages non monétaires qu'il y a à habiter dans une certaine région (ou l'utilité négative du déménagement), lesquels sont eux-mêmes cause de faibles flux nets de main-d'œuvre. On peut interpréter ainsi les flux de retour vers les régions à bas revenus, inclus dans les chiffres bruts — beaucoup plus élevés — sur les mouvements de main-d'œuvre; et, dans une certaine mesure, c'est peut-être là le signe qu'on ne devrait pas se fier autant aux mouvements interrégionaux de la main-d'œuvre (ou à tout autre instrument de politique économique) en tant que mécanisme d'ajustement permanent. Les politiques destinées à modifier les écarts de revenus correspondant à une situation d'équilibre sont vouées à l'échec.

D'autres politiques du gouvernement fédéral peuvent exercer un effet plus prononcé sur la mobilité interrégionale qu'un programme explicitement destiné à encourager l'adite mobilité. Par exemple, les révisions récentes de la Loi sur l'Assurance-chômage accordant des prestations spéciales dans les régions à fort chômage peuvent donner naissance à des flux de retour plus prononcés que dans le passé. En général, les politiques de transfert des dépenses régionales sont susceptibles de jouer à l'encontre des programmes d'encouragement de la mobilité. Il peut y avoir conflit entre les politiques agissant sur l'offre de main-d'œuvre dans diverses régions et les politiques conçues pour modifier la demande de main-d'œuvre. En effet, on doit choisir entre ces deux types de politiques qui ne sont pas des moyens complémentaires de réduire les écarts de chômage. En stimulant artificiellement la demande pour la main-d'œuvre dans une région défavorisée, les politiques de modification de la demande peuvent dissuader une personne de quitter la région pour chaque emploi additionnel qu'elles y créent<sup>4</sup>. Du fait du conflit entre des politiques incompatibles, on ne peut pas évaluer une politique régionale indépendamment des autres.

#### *Les politiques de modification de la demande*

Les politiques gouvernementales peuvent avoir pour objectif de «déplacer» les emplois vers les chômeurs plutôt que les travailleurs vers les emplois. Les politiques de ce type ont essentiellement un caractère redistributif: leur but ne consiste pas à accroître le nombre total d'emplois dans le pays mais à diminuer le nombre d'emplois ou d'offres d'emploi dans certaines régions et à l'élever dans d'autres. Le bien-fondé de ces politiques repose sur deux hypothèses: le chômage régional est de type keynésien, c'est-à-dire qu'il résulte d'une insuffisance de la demande régionale pour la main-d'œuvre; la mobilité régionale de la main-d'œuvre n'est pas suffisante pour entraîner une modification des dépenses dans toutes les régions et empêcher ainsi la coexistence d'une pénurie de main-d'œuvre dans certaines régions et d'un excédent dans d'autres. Non seulement de telles politiques supposent une mobilité imparfaite de la main-d'œuvre, mais leur application crée cette condition. Une politique d'augmentation de la demande pour la main-d'œuvre dans les régions en difficulté y diminue l'intérêt de partir pour des régions où la productivité et le rendement des

<sup>4</sup> Sur une base très globale, Courchene a trouvé que les paiements de transferts du gouvernement freinent apparemment de manière significative le flux de main-d'œuvre hors des régions à bas revenus. Pour lui, les politiques de paiements de transferts sont en partie responsables de la persistance des disparités régionales de chômage. Cf. T. Courchene, «Interprovincial Migration and Economic Adjustment», *Canadian Journal of Economics*, novembre 1970.



<sup>3</sup> Pour les provinces atlantiques, Vanderkamp a conclu que lorsque cinq individus quittent la région, chômeurs ou employés remplacés par des chômeurs, deux individus de plus deviennent chômeurs. Cf. John Vanderkamp, «The Effect of Out-Migration on Regional Employment», *Canadian Journal of Economics*, novembre 1970.

Dans le chapitre deux, nous avons présenté certaines données concernant l'ampleur des flux interrégionaux de main-d'œuvre et les montants actuellement consacrés aux programmes d'encouragement à la mobilité. Ces dépenses sont peu élevées si on les compare aux sommes affectées aux programmes de formation ou au budget du Ministère de l'Expansion économique régionale. De plus, elles ne s'adressent qu'à ceux dont le chômage est prolongé. L'ampleur des mouvements nets de population est elle aussi relativement faible; apparemment, l'extension d'un programme d'encouragement à la mobilité ne risquerait donc guère de profiter à des individus qui auraient déménagé de toutes façons. On a également souligné qu'un niveau d'emploi élevé représente un ingrédient essentiel de la réussite des régions, de tels programmes ne peuvent jouer qu'un rôle mineur. Nous avons vu également dans le chapitre deux que les faibles flux interrégionaux de main-d'œuvre n'ont pas modifié les revenus régionaux relatifs. On peut interpréter ce résultat de deux façons. Si les travailleurs qui quittent la région sont de compétence supérieure, des écarts de revenus constants impliquent, pour ceux qui restent, une amélioration l'ajustement à long terme.

mesures facilitant l'ajustement à court terme peuvent devenir des obstacles à lié au chômage accroît le coût des migrations de travailleurs et montre comment des chômage qu'à l'élever. Néanmoins, un système de paiements de transfert régionaux mouvements de main-d'œuvre hors d'une région contribuent plus à y abaisser le les mouvements de main-d'œuvre jouent tout de même un rôle équilibrant<sup>3</sup>. Les données dont on dispose quant à l'importance quantitative de cet effet indiquent que chômage additionnel si les salaires sont rigides à la baisse. Toutefois, les quelques automatique de ces revenus et de leur dépense dans la région entraîne un certain région. Quand le chômage diminue du fait d'une sortie de main-d'œuvre, la perte régionaux — tels que l'assurance-chômage — qui sont financées de l'extérieur de la l'élever par leurs effets sur la demande. Ceci, à cause des paiements de transfert réduisent le chômage par leur effet sur l'offre, ils contribuent en même temps à Dans le même esprit, on prétend parfois que, si les mouvements de main-d'œuvre d'encourager seulement la mobilité des chômeurs.

mouvements de main-d'œuvre sont socialement souhaitables, on n'a aucune raison exigeant moins de qualifications, se trouveront ouverts aux chômeurs. Si les vacants et, une fois que les «émigrants» auront été remplacés, d'autres postes, d'objection à se déplacer d'une région à l'autre, leur départ laissera des emplois inutilement limitative. Tant que les employés d'une région défavorisée n'ont pas thèse selon laquelle seuls les chômeurs sont susceptibles de changer de région est exemples concrets d'une telle absence de correspondance interrégionale, l'hypothèse qualifications en est un exemple évident. Bien qu'il soit possible de citer des travailleurs non qualifiés et où les emplois vacants ailleurs requièrent des par l'émigration. Le cas où le chômage d'une région affecte essentiellement les pour trouver un emploi ailleurs, leur problème de chômage peut ne pas être résolu Si les chômeurs des régions défavorisées possèdent les qualifications nécessaires

physique et humain — par individu employé dans la région<sup>2</sup>. Dans ce cas, ou une moins grande quantité de ressources complémentaires par personne restante se traduit par une baisse de la productivité pour ceux qui ne quittent pas la région, il est important de remarquer que le rendement du capital, défini au sens large, est supérieur dans d'autres régions, où le capital transféré accroîtra la demande pour la main-d'œuvre. Bien que cela indique de nouveaux flux de main-d'œuvre, du point de vue de l'ensemble du pays, c'est ainsi que les ressources devraient se déplacer pour maximiser la production à partir des ressources existantes; et cette évolution n'implique pas nécessairement un exode massif hors d'une région.

Deuxièmement, si ceux qui restent dans la région ont financé une partie de l'éducation de ceux qui partent, en comptant sur les impôts que fourniront leurs revenus supérieurs, l'«émigration» annule cet espoir de recette fiscale future. On peut également dire que ces dépenses représentent l'investissement consacré par une génération à la suivante, la seule récompense escomptée étant que ceux qui en bénéficient tireront profit des occasions offertes, ou que cela puisse être. L'«exportation» de travailleurs éduqués peut rapporter un meilleur rendement d'investissement que les autres moyens possibles de dépenser les mêmes ressources régionales, et peut représenter le meilleur moyen pour que les enfants échappent à la pauvreté de leurs parents. De plus, en vertu du système fiscal canadien, des paiements d'égalisation empêchent qu'une région doive supporter un fardeau fiscal excessif à cause de transferts interprovinciaux de ressources impossibles.

Enfin, troisièmement, l'émigration peut empêcher la région de réaliser des économies dimensionnelles potentielles, particulièrement en ce qui concerne la fourniture de biens publics. Quand le coût d'approvisionnement des biens publics régionaux est fixe et, dans une certaine mesure, indépendant de l'importance de la population, le départ d'un certain nombre d'individus peut entraîner une hausse de ce coût moyen pour la population restante. Lorsqu'il existe des économies dimensionnelles ou des facteurs externes, tels qu'une congestion, dans le secteur des biens publics, les coûts résultant de l'émigration peuvent ne pas refléter — dans les régions d'émigration comme dans les régions d'immigration — les coûts sociaux réels d'approvisionnement de ces services. Les problèmes d'établissement des prix des biens publics représentent peut-être la principale raison pour laquelle les migrations résultant de motivations privées peuvent ne pas toujours correspondre à une situation d'optimum. Si cette remarque est valide en principe, il resterait encore à

en déterminer l'importance en pratique.

On n'a pas seulement mis en doute les effets des mouvements de main-d'œuvre sur le bien-être de la population, mais aussi leur capacité à abaisser les taux de chômage.

<sup>2</sup> Dans l'abondante littérature existant à ce sujet, on a récemment essayé, à l'aide de modèles du processus de migration internationale, de définir à quelles conditions la population restante profitera de l'émigration ou en souffrira. Les modèles supposant des rendements proportionnels constants pour la production d'une seule marchandise composée ont indiqué que le sort de la population restante se détériore lorsque ceux qui partent retranchent un ensemble de facteurs dont les proportions diffèrent des proportions moyennes des facteurs de production dans l'économie. Cependant, avec des termes de l'échange fixes et deux secteurs, on peut montrer que les revenus per capita avant et après l'«émigration» sont largement indépendants de l'effet du départ de travailleurs sur les réserves globales de facteurs de production d'une région, et ce, à cause d'ajustements dans la composition de la production régionale. Avec des termes de l'échange variables, le problème devient de plus en plus complexe et il n'est pas possible de répondre de manière générale. Cf. R.A. Berry et R. Soligo, «Some Welfare Aspects of International Migration», *Journal of Political Economy*, septembre-octobre 1969.



demande pour la main-d'œuvre diminuerait dans la région A et augmenterait dans la région B, un déplacement de main-d'œuvre de A vers B empêcherait l'apparition de disparités de revenu et de chômage. Mais, si cette mobilité n'est pas parfaite, les programmes destinés à l'encourager peuvent contribuer à éviter la coexistence de marchés du travail tendus et relâchés dans les diverses régions. Le déplacement de la main-d'œuvre des régions à fort chômage vers les régions où des emplois sont vacants tendra à réduire le chômage dans les premières régions et l'excédent de la demande pour la main-d'œuvre dans la seconde; et, puisque les salaires sont plus sensibles à un excédent de la demande pour la main-d'œuvre qu'à un excédent de l'offre de main-d'œuvre, ce déplacement contribuera à améliorer la performance de l'économie du point de vue de l'inflation et du chômage. Des subventions aux mouvements de la main-d'œuvre peuvent se justifier si des imperfections des marchés des capitaux empêchent l'octroi de prêts pour financer les coûts de déplacement; si les travailleurs surestiment les risques inhérents à leur déménagement; ou si d'autres politiques, comme les divers programmes de transferts régionaux, influent malencontreusement sur le choix du lieu de travail.

Au Canada, on rencontre une forte résistance et un certain antagonisme envers cette méthode d'ajustement. Dans le cas du Québec, le problème est de savoir si les «émigrants» actuels ou en perspective de cette province devraient renoncer à leur langue et leur culture pour profiter de la situation plus favorable de l'emploi dans les provinces anglophones. Dans les autres provinces, le fait que les mouvements de main-d'œuvre soient mal acceptés semble souvent refléter un désir de faire passer la prospérité de la région avant le bien-être de ses habitants. Ceux qui pleurent le déclin de la population dans une région paraissent quelquefois préférer un revenu régional total plus élevé, sans «émigration», au revenu supérieur per capita (mais inférieur en termes globaux) qui résulterait du départ d'un certain nombre de travailleurs. D'autres ne croient pas qu'une région en perte de vitesse soit inéluctablement confrontée à ce choix; et ils mettent en doute le caractère souhaitable et applicable de ce processus d'ajustement.

On entend souvent l'objection suivante: une baisse de population freine la croissance déjà lente d'une région défavorisée et ouvre la porte à des niveaux encore plus faibles de revenu per capita. Bien entendu, les mouvements de travailleurs revêtent un caractère sélectif; ce sont souvent les travailleurs les plus dynamiques et les mieux éduqués de la main-d'œuvre régionale qui tendent à quitter la région. Si ces «émigrants» ont des revenus supérieurs à la moyenne, leur départ fera certainement baisser les revenus moyens dans leur région d'origine. Mais cette remarque n'est rien d'autre qu'un sophisme statistique sans rapport avec le problème réel consistant à savoir si le sort de ceux qui restent sera aggravé par le départ des autres. Il est plus approprié de considérer une perte de main-d'œuvre qualifiée dans une région comme le résultat d'un développement insuffisant, plutôt que comme sa cause. Si on découvrait de nouvelles occasions d'investissement dans une région en déclin — par exemple si on découvrait un gisement de pétrole important à Sable Island — il est probable que les flux de main-d'œuvre se renverseraient rapidement et aisément.

D'un autre côté, on peut décrire trois cas où un exode de main-d'œuvre peut avoir des effets défavorables pour la population restante. Premièrement, si celui qui quitte la région emporte avec lui un montant supérieur à la moyenne de capital —

changements des emplois en demande, certains marchés du travail peuvent souffrir de fragmentation; les programmes de formation permettant d'améliorer le niveau de compétence de la main-d'œuvre réduiraient ce problème. Une plus grande mobilité occupationnelle pourrait abaisser les niveaux des emplois restant vacants et du chômage. En modifiant l'offre relative de main-d'œuvre, la formation devrait également resserrer la structure des salaires relatifs et diminuer la proportion des changements d'emplois attribuable à une structure de salaires relativement plus étendue. En d'autres termes, la formation permet aux travailleurs d'obtenir des emplois plus satisfaisants et mieux rémunérés.

Une meilleure information sur les emplois disponibles et les postulants devrait également amoindrir certains défauts du processus de placement. Les durées moyennes de chômage devraient diminuer si les travailleurs étaient en mesure de s'adresser à un plus grand nombre d'employeurs possibles au cours d'une période donnée; et il serait plus facile pour les employeurs de trouver les travailleurs adéquats. On pourrait aussi observer un effet direct sur les taux de changement d'emplois si une amélioration et une plus grande diffusion des renseignements sur les emplois rendait moins impératif de devenir chômeur pour trouver un autre emploi.

Bien sûr, on ignore dans quelle mesure ces instruments de politique économique pourraient réduire les disparités régionales de chômage ou ce que coûterait une amélioration donnée. Les programmes actuels de formation de la main-d'œuvre attribuent une plus grande proportion des dépenses aux régions à fort chômage qu'aux autres régions. Pour l'année financière 1969-1970, les dépenses de formation par travailleur étaient largement supérieures à la moyenne dans les provinces atlantiques et au Québec; et les provinces atlantiques ont connu le plus fort accroissement procentuel des dépenses depuis 1966. Cependant, en proportion du chômage, les dépenses étaient supérieures à la moyenne dans les provinces atlantiques (sauf le Nouveau-Brunswick), l'Ontario et les Prairies, et inférieur à la moyenne au Québec et en Colombie-Britannique<sup>1</sup>. On ne sait pas dans quelle mesure il serait souhaitable d'accroître la concentration régionale des dépenses de formation. Si la formation concernait tel emploi en particulier et élevait les aspirations salariales de ceux qui la recevaient, elle pourrait contribuer à augmenter le taux de chômage; en effet, un chômeur ayant suivi un programme de formation peut être moins enclin à accepter un emploi mal rémunéré qu'un travailleur sans formation. D'un autre côté, si la formation avait un caractère plus général, permettant à une personne de permuter facilement entre des emplois ayant un même niveau de rémunération, une amélioration de la formation se traduirait probablement par une baisse du taux de chômage.

Les mesures d'encouragement à la mobilité intrarégionale et interrégionale de la main-d'œuvre représentent un autre aspect important des politiques de main-d'œuvre. Si tous les travailleurs se déplaçaient facilement d'une région à l'autre, les disparités régionales n'auraient guère de chances de se développer ou de devenir un problème grave, et les politiques régionales seraient alors inutiles. Chaque fois que la

<sup>1</sup> Conseil économique du Canada, *Huitième exposé annuel*, Ottawa, septembre 1971, p. 112.





# chapitre six

## POLITIQUES ÉCONOMIQUES RÉGIONALES

### *Introduction*

Dans les chapitres précédents, nous avons essayé d'expliquer pourquoi de faibles niveaux globaux de chômage vont de pair avec des taux de chômage relativement élevés dans certaines régions, les salaires augmentant à peu près au même rythme dans toutes les parties du pays. Nous avons avancé deux hypothèses dont les implications, du point de vue des politiques économiques régionales, sont très différentes. L'éventail des politiques disponibles à cet égard dépend directement de quelle hypothèse explique avec le plus de précision le chômage dans les régions où il

est élevé.

Si l'hypothèse du chômage structurel est plus proche de la vérité, l'ensemble de mesures approprié en politiques de main-d'œuvre destinées à restructurer la composition de la main-d'œuvre régionale et à modifier l'offre de main-d'œuvre effective. À l'opposé, des politiques conçues pour aiguiller la demande hors des régions plus dynamiques contribueraient vraisemblablement à une détérioration de la courbe de Phillips globale de l'économie. De telles politiques se traduiraient par un ralentissement des hausses de salaires et une augmentation du chômage dans les régions dynamiques; en même temps, dans les régions moins favorisées, les accroissements salariaux seraient probablement supérieurs aux baisses enregistrées ailleurs, sans que l'on observe de diminution compensatoire du chômage régional. D'un autre côté, si le modèle fondé sur l'insuffisance de la demande et les régions dominantes en matière de salaires est le plus approprié, on devrait recourir à des politiques de transferts des dépenses. Une accentuation délibérée du ralentissement dans les régions dont les salaires sont dominants et de la tension dans les régions dont les salaires sont influencés pourrait conduire,





### *Conclusion*

Dans les chapitres 4 et 8, nous avons cherché, par diverses méthodes, la confirmation de l'une des trois hypothèses avancées dans le chapitre 3. Nos résultats ne favorisent guère l'une ou l'autre des explications globales proposées par la première et la seconde hypothèse. Aucune n'est satisfaisante face à la complexité du problème des disparités régionales de chômage. La troisième hypothèse décrit de façon plus appropriée l'ensemble de facteurs à prendre en considération. D'après nos évaluations les plus satisfaisantes, on peut attribuer au moins deux tiers de l'écart entre le chômage de l'Ontario d'une part, et du Québec et des provinces atlantiques d'autre part, à une différence d'efficacité des marchés du travail, et un tiers à une répartition inadéquate de la demande due à la rigidité de la structure interrégionale des salaires. L'intérêt de recherches plus approfondies destinées à identifier avec précision la cause et la nature des inefficacités dans les régions de l'est est manifeste.



pour la main-d'œuvre masculine provient de ce que la répartition du chômage par catégorie de revenu ne varie guère d'une province à l'autre. Au vu de ces chiffres, il ne semble pas que les travailleurs des diverses régions soient incités de manière différente à rester chômeurs.

TABLEAU XLIII  
Écart hebdomadaire moyen entre le revenu gagné et les  
prestations d'assurance-chômage, 1960-1967  
(en dollars)

Île du		Canada		Terre-Neuve		Édouard-Prince		Nouvelle-Écosse		Brunswick		Québec		Ontario	
--------	--	--------	--	-------------	--	----------------	--	-----------------	--	-----------	--	--------	--	---------	--

Sans personnes à charge

1960	H	32.78	28.70	25.23	27.38	27.45	30.49	34.19	23.59	35.15	24.19	32.03	20.93	30.42
	F	22.31	16.34	14.24	16.51	17.22	20.93	23.59	35.15	24.19	32.03	20.93	30.42	34.19
1961	H	33.95	29.78	24.55	28.23	28.15	32.03	35.15	24.19	32.03	20.93	30.42	34.19	23.59
	F	19.84	16.27	18.22	17.10	17.68	22.06	24.19	35.15	24.19	32.03	20.93	30.42	34.19
1962	H	33.24	29.72	26.57	27.96	28.78	32.63	35.77	25.06	36.43	25.64	37.18	26.98	37.19
	F	21.60	16.57	16.30	18.19	18.72	23.27	25.06	36.43	25.64	37.18	26.98	37.19	37.19
1964	H	35.58	30.36	27.46	29.32	31.04	34.05	37.18	26.98	37.18	26.98	37.18	26.98	37.19
	F	24.46	18.01	17.42	15.33	18.27	24.01	25.64	36.43	25.64	37.18	26.98	37.19	37.19
1965	H	35.51	29.89	30.32	29.61	30.52	33.90	37.19	26.98	37.18	26.98	37.18	26.98	37.19
	F	25.61	17.05	19.57	19.07	20.61	24.96	26.98	37.18	26.98	37.18	26.98	37.19	37.19
1966	H	38.29	34.41	31.92	33.01	34.01	37.06	39.74	31.29	42.20	41.40	38.84	33.95	34.38
	F	23.14	18.02	20.42	19.17	19.87	25.10	27.04	31.29	42.20	41.40	38.84	33.95	34.38
1967	H	41.54	37.65	35.79	37.33	38.84	41.40	42.20	31.29	42.20	41.40	38.84	33.95	34.38
	F	29.21	21.28	19.02	21.64	19.96	28.27	31.18	31.18	42.20	41.40	38.84	33.95	34.38

Avec personnes à charge

1960	H	29.26	26.26	22.36	25.58	24.84	28.71	30.42	19.20	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
	F	19.32	13.72	9.41	11.02	12.84	17.84	19.20	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42	30.42
1961	H	30.45	28.14	23.76	26.86	25.56	30.12	31.54	19.20	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
	F	18.27	9.26	10.58	11.91	13.95	18.44	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42	30.42
1962	H	38.19	28.51	23.50	26.80	25.88	33.87	30.70	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
	F	19.08	14.58	12.51	12.86	10.97	17.98	20.31	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
1963	H	31.17	28.56	24.10	26.69	26.83	31.29	32.22	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
	F	19.34	12.47	12.84	14.21	14.15	20.04	20.72	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
1964	H	25.25	28.60	25.53	28.77	27.79	31.77	32.78	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
	F	20.55	11.63	12.19	12.92	13.77	20.05	22.10	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
1965	H	31.55	28.39	25.80	25.38	37.86	24.33	32.67	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
	F	20.06	13.97	10.32	14.12	15.10	22.72	22.09	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
1966	H	32.96	30.56	27.94	29.33	30.85	32.89	33.88	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
	F	23.12	0	0	12.97	.61	23.20	21.70	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
1967	H	33.68	31.71	20.32	23.71	31.65	33.95	34.38	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42
	F	23.58	0	0	13.52	14.41	25.08	26.17	18.83	31.54	17.84	12.84	28.71	30.42

Source: Commission de l'Assurance-chômage, rapports annuels, 1960-1967.

Remarques: (1) H = homme; F = femme.

(2) On trouvera la description de la méthode de calcul de ces écarts dans le chapitre 5.

être minimum dans les régions à bas revenus. Or, on constate avec surprise que les données ne révèlent aucune tendance marquée dans cette direction.

TABLEAU XLII

Rapport entre les normes de bien-être  
de la province j et de l'Ontario, 1970,  
exprimé en proportion du  
rapport entre les gains horaires moyens  
de la province j et de l'Ontario, 1969

Catégorie de bien-être	Terre-Neuve	Nouvelle-Ecosse	Nouveau-Brunswick	Québec
1	.88	.46	1.29	.99
2	.91	.49	.89	.77
3	.87	.47	.89	.80
4	.85	.65	.89	.84
5	.80	.51	.85	.78
6	.92	.57	.90	.88
7	.89	.70	.87	.86
8	.89	.66	.85	.83
9	.89	.73	.85	.78

*Remarque:* Les numéros 1 à 9 désignent différentes catégories de bénéficiaires du bien-être social, à savoir les célibataires vivant seuls, les couples mariés, et 7 catégories de familles comprenant des enfants.

*Source:* Les données sur les prestations de bien-être sont extraites des *Budgets mensuels pour les articles fondamentaux couverts par les programmes provinciaux d'assistance sociale*, Division de la recherche sur le bien-être, Ministère de la Santé nationale et du Bien-être social, Ottawa, décembre 1970.

Le tableau XLIII indique l'écart moyen entre les prestations d'assurance-chômage et le revenu gagné pour quatre groupes: les travailleurs, hommes et femmes, ayant ou non des personnes à charge, pour chaque province de l'est et pour l'ensemble du Canada. On a calculé ces données comme suit: à partir de l'annexe A du rapport annuel de la CAC, on a relié les taux de prestation hebdomadaires avec les gains hebdomadaires. On a retenu comme niveau de revenu gagné devant être comparé au niveau correspondant des prestations la moyenne de chaque éventail de gains hebdomadaires. Puis on a pris la différence entre les deux niveaux comme mesure de la baisse de revenu liée au chômage. On a calculé pour chaque année la proportion de chômeurs recevant des prestations à chaque taux hebdomadaire, par province et pour l'ensemble du Canada. En multipliant cette proportion à chaque niveau par l'écart de revenu, et en ajoutant le résultat pour tous les niveaux de prestations, on obtient une évaluation de l'écart moyen entre le revenu du travailleur employé et celui du chômeur, par province, pour chaque année de 1960 à 1967. Le tableau XLIII indique l'écart hebdomadaire moyen de revenu pour chaque province.

L'aspect le plus intéressant du tableau XLIII tient au peu de différence entre les écarts de revenu des diverses régions, pour ce qui est de la main-d'œuvre masculine. Toutefois, dans les provinces atlantiques et au Québec, l'écart est quelque peu inférieur à celui relevé en Ontario. Dans le cas de la main-d'œuvre féminine, on obtient le résultat prévu, soit un écart de revenu beaucoup plus faible dans les provinces atlantiques qu'en Ontario ou au Québec. Le résultat surprenant obtenu



<sup>19</sup> Les données sont extraites des *Budgets mensuels pour les articles fondamentaux couverts par les programmes provinciaux d'assistance sociale*, Division de la recherche sur le bien-être, Ministère de la Santé nationale et du Bien-être social, Ottawa, décembre 1970.

On accuse également un autre aspect de la législation sociale: le système d'assurance-chômage, de contribuer aux disparités régionales de chômage. La structure des prestations étant commune à toutes les régions, les travailleurs des régions où les salaires sont inférieurs peuvent être incités à rester plus longtemps en chômage. On cite souvent à ce sujet l'exemple du pêcheur des provinces atlantiques qui ne jette ses filets que pour recueillir des coupons de cotisation à l'assurance-chômage. Dans ce cas, les statistiques régionales de la CAC devraient indiquer un écart entre les prestations d'assurance-chômage et le revenu gagné, écart qui devrait

revenu effectivement reçu et le revenu possible.

choix peut aussi dépendre des différences absolues plutôt que relatives entre le traduisant alors par un choix différent d'une région à l'autre. Deuxièmement, le des loisirs peuvent varier considérablement selon les régions, un stimulant donné se ce, pour deux raisons. Premièrement, les préférences du point de vue du travail et Ontario. On ne devrait cependant pas attacher trop d'importance à ce résultat, et ces régions un prix minimum de la main-d'œuvre supérieur à celui qui prévaut en chiffres pour prétendre que le système du bien-être social fixe artificiellement dans à l pour les provinces situées à l'est de l'Ontario. Il est difficile de s'appuyer sur ces d'une personne célibataire à un couple ayant quatre enfants, le rapport est inférieur XLII indique que, pour neuf catégories de bénéficiaires du bien-être social, allant du bien-être que celui de l'Ontario, ce rapport devrait être supérieur à 1. Le tableau travailleur des provinces atlantiques et du Québec est plus incité à rester bénéficiaire salaires horaires moyens des quatre premières provinces et de l'Ontario. Si le part, et de l'Ontario d'autre part, exprimé en proportion du rapport entre les de la Nouvelle-Ecosse, du Nouveau-Brunswick, de Terre-Neuve et du Québec d'une régionale. Le tableau XLII indique le rapport entre les normes des budgets mensuels est de savoir si le choix entre travail et loisirs représente un facteur de disparité province, compte tenu des déductions au titre de l'impôt sur le revenu. La question à ce qu'il pourrait gagner en travaillant au taux de salaire minimum dans chaque des prestations n'est pas célibataire, l'assistance financière qu'il reçoit est supérieure chaque communauté. Deuxièmement, dans toutes les provinces, si le bénéficiaire maxima spécifiques et des décisions quant au niveau convenable d'assistance pour effectivement versés; ceux-ci peuvent y être supérieurs ou inférieurs selon des dignes d'intérêt. Premièrement, les normes ne correspondent pas aux montants prestations de bien-être dans chaque province<sup>19</sup>. Deux aspects de ces normes sont

Le tableau XLI se fonde sur les normes des budgets mensuels établies aux fins des régions.

l'emploi de salaires supérieurs aux niveaux d'équilibre du marché dans certaines chômage. Au pire, les salaires minima peuvent aggraver les effets défavorables à salaires minima ne contribue pas de façon évidente aux disparités régionales de que dans les autres provinces. Si l'on excepte le cas de Terre-Neuve, l'évolution des pression beaucoup plus marquée des salaires minima sur le marché à Terre-Neuve variations procentuelles de ce rapport, de 1961 à 1969, semblent indiquer une qui concerne les secteurs de la construction et des industries manufacturières. Les

Le tableau XLI indique le rapport entre les gains horaires moyens et le salaire horaire minimum dans les industries minières, manufacturières et de la construction des provinces de l'est, de 1961 à 1969. Plus ce rapport est faible, plus il est probable que les taux de salaires minima font obstacle à la croissance de l'emploi. Si l'on se livre à des comparaisons régionales de ce rapport, il convient de ne point en oublier deux défauts. D'abord, pour connaître exactement l'effet défavorable des salaires minima sur l'emploi, on devrait évaluer, dans chaque secteur, le nombre d'employés dont les gains sont voisins du salaire minimum et dont les emplois seraient affectés par des révisions à la hausse de ce salaire. On ne dispose de telles données que pour l'Ontario. Deuxièmement, dans une région donnée, le marché et les salaires minima peuvent se trouver au-dessus des niveaux d'équilibre; les comparaisons fondées sur ce rapport exigent alors que le degré de déséquilibre des salaires sur le marché soit le même dans toutes les régions. Les données du tableau XLI reflètent l'évolution de la législation du salaire minimum dans chaque province. Pour l'ensemble de la période 1961-1969, les rapports varient de manière très voisine au Québec et en Ontario, et ce, dans tous les secteurs. À partir du milieu des années 1960, le rapport devient relativement plus faible dans les provinces atlantiques qu'en Ontario en ce

*Remarque:* Pour chaque province, les chiffres correspondent au rapport entre les gains horaires moyens et les salaires minima dans les industries minières, manufacturières et de la construction respectivement. Les salaires minima sont ceux indiqués dans le tableau XXXVIII.

TABLEAU XLI											
Rapport entre les gains horaires moyens et les salaires minima, provinces de l'est, 1961-1969 (industries minières, industries manufacturières et construction)											
Année	Terre-Neuve			Nouvelle-Écosse			Nouveau-Brunswick			Année	Mines
	Constr.	Manuf.	Mines	Constr.	Manuf.	Mines	Constr.	Manuf.	Mines		
1961	3.46	3.38	3.96	2.93	3.28	3.28	2.42	2.38	2.48	1961	2.90
1962	3.44	3.34	4.02	2.96	3.20	3.20	2.48	2.43	2.52	1962	3.09
1963	2.46	2.39	3.21	3.06	3.31	3.31	2.52	2.24	2.66	1963	3.19
1964	2.51	2.47	3.30	3.19	3.41	3.41	2.36	2.24	2.64	1964	3.27
1965	2.41	2.47	3.44	1.69	1.84	1.84	2.30	2.19	2.83	1965	2.82
1966	2.66	2.71	3.70	1.68	2.01	2.01	2.24	2.07	3.05	1966	2.54
1967	2.91	2.94	4.07	1.76	2.12	2.12	2.36	2.10	3.33	1967	2.61
1968	2.05	1.92	2.80	1.79	2.22	2.22	2.36	2.10	2.75	1968	2.31
1969	2.08	1.80	2.49	1.76	2.48	2.48	2.25	1.99	2.54	1969	2.16



TABLEAU XL  
Salaires horaires minima, par province, 1961-1970

Année	T.N.	Î.P.É.	N.-É.	N.-B.	P.Q.	Ont.	Man.	Sask.	Alberta	C.-B.
1961 .....	\$ .50	N/A	.54	.65	.70	.75	.66	.85	.85	\$1.00
1962 .....	.50	.53	.54	.65	.70	.75	.66	.85	.85	1.00
1963 .....	.70	1.00	.54	.65	.70	.95	.75	.85	.85	1.00
1964 .....	.70	1.00	.54	.75	.70	1.00	.75	.89	.85	1.00
1965 .....	.70	1.00	1.05	.80	.85	1.00	.85	.95	1.00	1.00
1966 .....	.70	1.10	1.10	.90	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1967 .....	.70	1.10	1.10	1.00	1.05	1.00	1.10	1.00	1.25	1.25
1968 .....	1.10	1.25	1.15	1.00	1.25	1.30	1.25	1.05	1.25	1.25
1969 .....	1.10	1.25	1.25	1.15	1.25	1.30	1.35	1.25	1.25	1.25
1970 .....	1.25	1.25	1.25	1.15	1.40	1.50	1.50	1.25	1.55	1.50

Source: Ministère du Travail du Canada, Ottawa.

TABLEAU IXL  
Indice de la dispersion régionale, 1953-1969

Année	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
1953	.602	.998	.310	1.077	.191
1954	.163	.179	.060	.597	.100
1955	.196	.120	.067	.217	.149
1956	.312	.239	.172	.536	.735
1957	.218	.240	.161	.706	.198
1958	.080	.085	.035	.147	.036
1959	.115	.109	.061	.302	.066
1960	.133	.155	.057	.163	.047
1961	.095	.056	.036	.105	.031
1962	.098	.088	.054	.138	.048
1963	.110	.058	.055	.111	.033
1964	.145	.063	.050	.132	.035
1965	.143	.067	.059	.153	.046
1966	.187	.086	.053	.212	.037
1967	.205	.067	.033	.164	.025
1968	.101	.040	.030	.062	.015
1969	.097	.038	.042	.066	.022

Remarque: On trouvera la description du calcul de l'indice de dispersion dans le chapitre 5.

Dans la seconde méthode, on utilise l'évaluation proposée par D. Smith<sup>18</sup>, qui prend en compte la variance des facteurs saisonniers dans chaque région, Sv, calculée comme suit:

$$Sv = \frac{1}{12} \frac{\sum U_{non\ désaisonné}}{\sum U_{désaisonné}} = 1 \left\{ \begin{array}{l} 2. Sv mesure l'importance relative du chôma-$$

ge saisonnier par rapport au chômage cyclique tendanciel. On trouvera dans le tableau IXL les valeurs de Sv, par année et par région. Comme avec la première méthode, on obtient des valeurs élevées pour les provinces atlantiques et les Prairies. La conclusion, s'il en est une, est simplement que les différences régionales de chômage saisonnier peuvent faire obstacle à une uniformisation des taux de chômage régionaux.

On accuse fréquemment les salaires minima et les prestations de bien-être d'être plus défavorables à l'emploi dans certaines régions que dans d'autres. Nous avons donc essayé, dans une mesure limitée, de déterminer le bien-fondé de cette affirmation. Ces deux facteurs institutionnels sont censés affecter les marchés du travail régionaux de différentes façons. On pense que les salaires minima causent un chômage *forcé*, tandis que les prestations de bien-être, en établissant un prix minimum de l'offre de travail, produiraient un chômage *volontaire*. Nous ne sommes pas en mesure dans la présente étude d'évaluer pleinement l'incidence régionale de ces deux facteurs, mais on peut voir si leurs niveaux sont plus élevés dans les régions où le chômage est supérieur à la moyenne, donc s'ils y exercent un effet plus prononcé d'augmentation dudit chômage.

<sup>18</sup>D. Smith, «Seasonal Unemployment and Economic Conditions», in A. Ross, ed., *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley et Los Angeles, 1965.



TABEAU XXXVIII  
Évaluations du chômage saisonnier, par région ( $U_{sl}$ ), et de son importance par rapport  
au chômage total ( $U_{sl}/U$ ), 1953-1969.

Année	Atlantique		Québec		Ontario		Prairies		Colombie-Britannique	
	U <sub>sl</sub> /U	U <sub>sl</sub>	U <sub>sl</sub> /U	U <sub>sl</sub>	U <sub>sl</sub> /U	U <sub>sl</sub>	U <sub>sl</sub> /U	U <sub>sl</sub>	U <sub>sl</sub> /U	U <sub>sl</sub>
1953	.42	2.32	.40	1.50	.37	0.77	.95	1.81	.38	1.52
1954	.49	3.23	.18	1.05	.20	0.75	.51	1.28	.37	1.92
1955	.38	2.50	.45	2.78	.72	2.30	.66	2.06	.56	2.12
1956	.52	3.14	.48	2.40	.36	0.87	.75	1.66	.61	1.72
1957	.45	3.74	.41	2.46	.30	1.02	.61	1.58	.22	1.10
1958	.40	5.00	.42	3.71	.27	1.45	.57	2.35	.30	2.62
1959	.39	4.28	.46	3.61	.36	1.62	.62	1.97	.32	2.10
1960	.49	5.21	.37	3.34	.23	1.25	.49	2.04	.18	1.49
1961	.38	4.26	.34	3.10	.47	2.59	.38	1.77	.40	3.41
1962	.36	3.88	.31	2.30	.34	1.48	.56	2.19	.23	1.55
1963	.42	4.02	.29	2.15	.38	1.46	.45	1.65	.76	4.86
1964	.40	3.13	.32	2.02	.35	1.11	.44	1.35	.27	1.42
1965	.49	3.59	.36	1.95	.45	1.13	.60	1.49	.32	1.33
1966	.40	2.54	.27	1.27	.28	0.69	.40	0.83	.17	0.76
1967	.43	2.83	.36	1.93	.29	0.89	.35	0.80	.32	1.61
1968	.40	2.93	.32	2.06	.30	1.06	.37	1.11	.35	2.05
1969	.34	2.60	.21	1.48	.29	0.89	.43	1.26	.21	1.03

Remarque: La méthode de calcul du chômage saisonnier est décrite dans le chapitre 5.

manufacturier<sup>15</sup>. Le paramètre d'ajustement s'avère tout à fait significatif dans chaque province, sa valeur n'étant relativement pas affectée par la définition choisie pour les variables des salaires, des prix et de la production.

Prises comme un tout, ces bribes d'indices suivent une certaine logique. Toutes conduisent à la conclusion que les graves problèmes de marchés du travail rencontrés par les provinces atlantiques et, dans une moindre mesure, le Québec, limitent sérieusement toute tentative d'uniformisation des taux de chômage régionaux ne recourant qu'à des politiques de demande globale ou régionales. Nous consacrerons la fin du présent chapitre à l'étude de certains aspects jusqu'ici négligés des marchés régionaux du travail. On aurait peut-être dû mentionner précédemment que, par définition, le chômage structurel comprend un élément de chômage saisonnier. On peut donc imputer une certaine part de ce que nous avons appelé les « différences structurelles » à des différences régionales de variation de l'activité économique au cours d'une année. Ceci est particulièrement vrai si, pendant l'année, des emplois saisonniers vacants coexistent avec du chômage saisonnier, ou si l'on observe en même temps des emplois à plein temps vacants et un certain chômage saisonnier. Dans ce dernier cas, le passage des travailleurs des occupations qui les réduisent au chômage pendant une partie de l'année aux emplois à plein temps vacants réduirait le chômage durant certains mois et remplacerait un emploi à plein temps vacant par un emploi à temps partiel vacant<sup>16</sup>. Bien entendu, si les variations saisonnières de la demande s'accompagnaient de fluctuations de la main-d'œuvre plutôt que de l'emploi, la saisonnalité n'affecterait pas le rapport entre les emplois vacants et le chômage. On a utilisé deux méthodes pour obtenir une certaine notion de l'importance de la saisonnalité. Selon la première, on suppose que, pour chaque région et pour chaque année, il n'y a pas de chômage saisonnier durant le mois ou le chômage est minimal. On soustrait ce nombre minimum de chômeurs du nombre de chômeurs de chacun des onze autres mois, puis on ajoute les montants ainsi obtenus pour arriver à une évaluation du nombre des chômeurs saisonniers. On a ensuite divisé ce nombre par douze et par le niveau annuel moyen de la main-d'œuvre pour obtenir ce qu'on appelle un taux moyen annuel du chômage saisonnier dans chaque région. Le tableau XXXVIII indique ces taux pour la période 1953-1969, avec le symbole  $U_s$ . Le rapport entre  $U_s$  et le taux moyen annuel de chômage, figurant dans la seconde colonne, mesure l'importance relative du chômage saisonnier dans chaque région. Les taux saisonniers calculés sont nettement plus élevés dans les provinces maritimes que dans les autres régions et ceux du Québec sont supérieurs à ceux de l'Ontario. On trouve l'amplitude saisonnière la plus prononcée pour Terre Neuve<sup>17</sup>. Les taux élevés enregistrés pour 1959-1960 suggèrent que le schéma de variation cyclique varie dans la même direction que le montant du chômage cyclique dans chaque région. En termes relatifs, il n'est pas très surprenant que les Prairies connaissent le chômage saisonnier le plus élevé.

<sup>15</sup> Ce résultat confirme les données citées précédemment dans le chapitre 4.

<sup>16</sup> Bien entendu, les conditions relatives de salaires peuvent rendre le changement non

rentable pour l'individu si les activités saisonnières sont mieux rémunérées que de nombreux

emplois à temps complet.

<sup>17</sup> Même pour la Nouvelle-Écosse, entre 1965 et 1969, le taux de chômage du premier

trimestre était environ deux fois plus élevé que celui des troisième et quatrième trimestres.



TABEAU XXXVII  
Ajustement régional de l'emploi, 1953-1968 (trimestriel)

	$\ln N_t$	K	$\ln N_{t-1}$	$\ln W_{t-1}$	$\ln W_{t-5}$	$\ln P_{t-5}$	$\ln VA/P$	D <sub>1</sub>	D <sub>2</sub>	D <sub>3</sub>	$\bar{R}^2$	D.W.
Terre-Neuve . . . . .		.57 (.74)	.55 (4.50)	-.03 (-1.5)	-.03 (-1.7)	.49 (1.04)	.43 (3.01)	.09 (9.81)	.09 (8.53)	-.007 (-.49)	.92	2.00
Nouvelle-Écosse . . . . .		-1.96 (-2.07)	.87 (11.71)	-.54 (-2.58)	.01 (.05)	1.12 (2.36)	.12 (1.56)	.05 (9.48)	.05 (9.50)	.009 (1.92)	.93	1.76
Nouveau-Brunswick . . .		-1.05 (-1.33)	.84 (12.26)	-.09 (-.34)	-.16 (-.59)	.53 (1.26)	.13 (1.07)	.07 (10.92)	.06 (9.01)	-.01 (-1.77)	.95	2.01
Québec . . . . .		.45 (.47)	.04 (.27)	.08 (.34)	-.62 (-2.03)	.56 (1.19)	.57 (5.85)	.01 (2.03)	.017 (3.49)	.01 (2.42)	.90	2.12
Ontario . . . . .		-.33 (-.80)	.61 (10.56)	-.10 (-.80)	-.21 (-1.34)	.12 (.62)	.34 (7.68)	.01 (6.86)	.01 (4.75)	.004 (2.62)	.99	1.71
	$\ln N_t$	K	$\ln N_{t-1}$	$\ln W_{t-1}$	$\ln W_{t-1}^*$	$\ln P_{t-1}^*$	$\ln VA/P$	D <sub>1</sub>	D <sub>2</sub>	D <sub>3</sub>	$\bar{R}^2$	D.W.
Terre-Neuve . . . . .		1.17 (1.25)	.51 (4.21)	-.18 (-.64)	-.18 (-.64)	.88 (1.54)	.49 (3.49)	.09 (10.01)	.09 (11.39)	-.006 (-.53)	.92	1.96
Nouvelle-Écosse . . . . .		-1.06 (-.98)	.91 (12.14)	-.31 (-1.12)	-.31 (-1.12)	.73 (1.31)	.16 (1.51)	.05 (8.46)	.04 (8.71)	.01 (2.68)	.92	1.57
Nouveau-Brunswick . . . . .		-.92 (-1.88)	.84 (11.20)	-.23 (-.90)	-.23 (-.90)	.36 (.67)	.17 (1.40)	.07 (10.85)	.06 (9.69)	-.008 (-1.28)	.95	1.95
Québec . . . . .		.66 (.57)	.12 (.88)	-.43 (-1.63)	-.43 (-1.63)	.31 (.55)	.55 (5.78)	.01 (2.13)	.015 (3.13)	.01 (2.40)	.90	2.22
Ontario . . . . .		-.39 (-.94)	.60 (13.04)	-.33 (-3.08)	-.33 (-3.08)	.15 (.75)	.35 (8.67)	.01 (6.66)	.008 (4.31)	.006 (2.74)	.99	1.75

Remarques: (1) Dans tous les cas, la variable dépendante est le logarithme de l'emploi dans le secteur manufacturier. On trouvera la description des variables indépendantes dans le texte du chapitre cinq. D<sub>1</sub>, D<sub>2</sub> et D<sub>3</sub> sont des variables de substitution saisonnières; VA/P représente le rapport entre la valeur ajoutée dans le secteur manufacturier de la province et l'indice global des prix des biens de consommation durables. W\*<sub>t-1</sub> et P\*<sub>t-1</sub> représentent des moyennes mobiles sur quatre trimestres des salaires et des prix, retardées d'une période par rapport à la variable dépendante.

(2)  $\bar{R}^2$  est la valeur corrigée de R<sup>2</sup> et D.W. le paramètre de Durbin-Watson; les rapports t sont indiqués entre parenthèses sous les coefficients de régression.

TABLEAU XXXVI  
Ajustement régional de l'emploi, 1953-1970 (trimestriel)

	$\ln N_t$	K	$\ln N_{t-1}$	$\ln W_{t-1}$	$\ln W_{t-5}$	$\ln P_{t-5}$	$\ln IVPI$	$D_1$	$D_2$	$D_3$	$\bar{R}^2$	D.W.
Terre-Neuve	.....	-.25 (-.30)	.86 (10.92)	-.12 (-.64)	.04 (.20)	.43 (.96)	-.04 (-.54)	.10 (11.98)	.08 (7.45)	-.03 (-2.47)	.90	2.42
Nouvelle-Écosse	.....	-.96 (-1.27)	.80 (10.67)	-.51 (-3.26)	.009 (.05)	.837 (2.18)	.12 (1.98)	.05 (10.25)	.04 (10.52)	.009 (2.09)	.92	1.73
Nouveau-Brunswick	...	-.84 (-.94)	.83 (12.14)	-.17 (-.70)	-.17 (-.55)	.70 (1.54)	.11 (1.40)	.07 (11.25)	.06 (8.48)	-.017 (-2.05)	.95	2.00
Québec	.....	2.36 (2.64)	.14 (1.18)	-.15 (-.67)	-.43 (-1.63)	.839 (2.05)	.37 (6.68)	.01 (2.47)	.02 (4.44)	.01 (2.85)	.92	2.19
Ontario	.....	1.48 (3.72)	.55 (9.96)	-.256 (-2.37)	-.08 (-.69)	.21 (1.23)	.34 (9.30)	.01 (6.92)	.01 (5.26)	.005 (3.13)	.99	1.90
	$\ln N_t$	K	$\ln N_{t-1}$	$\ln W_{t-1}^*$	$\ln P_{t-1}^*$	$\ln IVPI$	$D_1$	$D_2$	$D_3$	$\bar{R}^2$	D.W.	
Terre-Neuve	.....	-.32 (-.29)	.87 (11.01)	-.12 (-.40)	.45 (.78)	-.03 (-.47)	.10 (12.28)	.08 (10.46)	-.03 (-2.96)	.90	2.39	
Nouvelle-Écosse	.....	.38 (.45)	.78 (10.22)	-.23 (-1.04)	.17 (.40)	.13 (2.16)	.044 (8.92)	.04 (9.87)	.01 (3.16)	.91	1.47	
Nouveau-Brunswick	.....	-1.16 (-.89)	.85 (12.87)	-.44 (-1.18)	.814 (1.30)	.12 (1.51)	.07 (11.23)	.06 (9.54)	-.01 (-1.57)	.95	1.95	
Québec	.....	2.78 (2.62)	.19 (1.61)	-.42 (-1.76)	.51 (1.01)	.35 (6.40)	.01 (2.39)	.015 (3.83)	.01 (2.81)	.92	2.19	
Ontario	.....	1.57 (4.64)	.50 (9.83)	-.41 (-3.99)	.30 (1.64)	.36 (10.21)	.01 (6.31)	.008 (4.71)	.007 (3.87)	.99	1.77	

Remarques: (1) Dans tous les cas, la variable dépendante est le logarithme de l'emploi dans les industries manufacturières. On trouvera dans le texte du chapitre cinq une explication complète des variables indépendantes.  $D_1$ ,  $D_2$  et  $D_3$  sont des variables de substitution saisonnières trimestrielles. IVPI représente l'indice du volume de la production industrielle au Canada.  $W_{t-1}^*$  et  $P_{t-1}^*$  sont des moyennes mobiles sur quatre trimestres, retardées d'une période par rapport à la variable dépendante; elles s'appliquent respectivement aux salaires et aux prix.

(2)  $\bar{R}^2$  est la valeur corrigée  $R^2$  et D.W. le paramètre de Durbin-Watson. Les rapports  $t$  figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression.



une variable de substitution et où le coefficient  $b_4$  de la variable retardée de l'emploi est égal à  $(1-\lambda)$ . On estime que l'ajustement de l'emploi à la demande dans une région donnée est d'autant plus difficile que  $b_4$  est élevé (ou que le paramètre d'ajustement  $\lambda$  est faible). On trouvera les résultats des régressions dans les tableaux XXXVI et XXXVII. Les fortes valeurs de  $R^2$  proviennent de l'importante fonction des variables de substitution. L'IVPI fournit des résultats satisfaisants en Ontario et au Québec, mais pas dans le cas des provinces atlantiques. La valeur ajoutée fournit de meilleurs résultats dans toutes les provinces et indique une élasticité de l'emploi par rapport à la production de l'ordre de .35 à .49 pour la plupart des provinces. Les variables des salaires et des prix ont les signes algébriques appropriés, mais, hormis quelques cas, elles ne sont guère significatives. Le paramètre d'ajustement  $\lambda$  est beaucoup plus petit pour les provinces atlantiques que pour l'Ontario; il a sa plus forte valeur pour le Québec, où il est pratiquement égal à 1. Dans le cas du Québec, ce résultat peut traduire une insuffisance de la demande dans le secteur

$$\ln N_t = K + b_1 \ln W_{t-1} + b_2 \ln P_{t-1} + b_3 \ln Q_t + b_4 N_{t-1} + \sum_{i=1}^3 D_i \text{ où } D_i \text{ représente}$$

—écrit sous forme logarithmique—nous donne l'équation suivante d'évaluation:  
Si on combine l'équation de demande avec l'équation d'ajustement, le résultat pour tenir compte des schémas de variations saisonnières.

également utilisé dans les régressions trois variables de substitution saisonnières des décalages de cinq trimestres et une moyenne mobile sur quatre trimestres. On a plusieurs structures de décalages, on a obtenu les résultats les plus convenables avec plus l'emploi courant que leurs variations courantes. Après avoir expérimenté avec variables de salaires et de prix décalées pour éviter tout problème de simultanéité et parce qu'on ne sait pas exactement si les variations récentes des salaires affectent on les a inclus séparément dans les équations de régression. On n'a utilisé que des salaires et les prix n'étaient pas déterminés par le même coefficient de régression et l'offre de main-d'œuvre qu'avec la demande. Du fait de cette imprécision, les variable-substitut des prix, bien que l'on sache que cet indice a plus de rapport avec régions. On a utilisé l'indice régional des prix à la consommation comme renseignements sur les prix de vente des produits manufacturiers dans les différentes d'obtenir des valeurs trimestrielles approximatives. On ne dispose pas non plus de calcul d'interpolation linéaire des valeurs annuelles de cette variable a permis des prix des biens durables des Comptes nationaux pour corriger l'inflation. Un manufacturier de la région de 1953 à 1968. On s'est servi de l'indice synthétique part, la valeur—corrigée de l'inflation—de la valeur ajoutée par le secteur l'indice du volume de la production industrielle (IVPI), de 1953 à 1970; d'autre a donc utilisé deux variables de production: d'une part, la valeur trimestrielle de (gains horaires moyens) et l'emploi, il n'en va pas de même pour la production. On nécessaires. Si on dispose de statistiques trimestrielles régionales pour les salaires même pour le secteur manufacturier, des ajustements des statistiques s'avèrent production et la période 1953-1968 pour l'autre variable de production. Mais, données trimestrielles couvrant la période 1953-1970 pour une variable de dans le processus d'ajustement. C'est pourquoi les régressions s'appliquent à des trop longue pour que l'on puisse distinguer des différences régionales significatives

TABLEAU XXXV  
Élasticité de la participation à la main-d'œuvre  
1952-1968

	ln L.F./POP	K	ln N/POP	ln I/P	$\bar{R}^2$	D.W.
Terre-Neuve .....	.348	(15.94)	.31	-11.21	.75	1.70
Nouvelle-Écosse .....	.32	(4.18)	.53	-36.27	.75	1.70
Nouveau-Brunswick .....	.325	(2.34)	.50	-21.62	.42	.48
	(2.82)	(2.04)	(-1.20)	-15.01	.74	1.56
Québec .....	.34	(7.84)	.40	-24.7	.54	.97
	(2.15)	(3.70)	(-48)	(-15.01)	.74	1.56
	.244	(2.34)	.63	-15.01	.74	1.56
	(2.82)	(2.04)	(-1.20)	-15.01	.74	1.56
Ontario .....	.446	(5.93)	.29	-158.32	.72	1.18
	.383	(4.79)	.40	-157.54	.80	2.00
	(5.50)	(2.26)	(-4.07)	-157.54	.80	2.00
Prairies .....	.15	(.83)	.83	-89.18	.93	.56
	(2.19)	(3.41)	(-85)	(-89.18)	.93	.56
	.22	(5.27)	.74	-137.48	.97	1.75
	(2.19)	(3.41)	(-85)	(-89.18)	.93	.56
	.40	(.83)	.41	-90.58	.98	1.25
	(14.53)	(9.11)	(-12.35)	-103.36	.99	2.00
	.47	(13.26)	.30	(-8.19)		

Remarques: (1) la variable dépendante est le taux de participation à la main-d'œuvre. N/POP représente le rapport entre l'emploi et la main-d'œuvre. I/POP sert à corriger les corrélations aléatoires entre L.F./POP et N/POP.  
(2) Pour les Prairies et la Colombie-Britannique, on ne disposait pas de données pour 1952; dans ces cas, la période étudiée est donc en fait 1953-1968.  
(3)  $\rho$  est le paramètre de Hildreth-Lu; on a utilisé la méthode du même nom pour corriger l'autocorrélation dans les régressions indiquées.  $\bar{R}^2$  est dans ce cas le  $\bar{R}^2$  des restes.  
(4)  $\bar{R}^2$  représente la valeur corrigée de  $\bar{R}^2$ ; D.W. est le paramètre de Durbin-Watson; les rapports  $t$  figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression.

On considère qu'il existe une demande «souhaitée» des employeurs pour la main-d'œuvre; cette demande est déterminée par la production prévue, par les variations des salaires et les hausses de prix récentes qui affectent le taux de salaire réel, et par une tendance chronologique servant à prendre en compte l'effet des changements systématiques de composition et des modifications techniques. La demande régionale «souhaitée» pour la main-d'œuvre s'exprime:  $N_t^* = f(Q_t, W/P, t)$ . On suppose que l'emploi réel,  $N_t$ , s'ajuste selon un certain multiple à l'écart entre l'emploi réel et l'emploi «souhaité»:

$$\frac{N_t}{N_t^*} = \left( \frac{N_{t-1}}{N_t^*} \right)^\lambda$$

où la variation procentuelle de l'emploi,  $\lambda$  ( $0 < \lambda < 1$ ), est une fraction de la variation procentuelle de la croissance de l'emploi «souhaité». Si, au cours d'une période unique  $t$ , on observe un ajustement complet, le paramètre d'ajustement  $\lambda$  est égal à 1.

Le secteur manufacturier est peut-être le seul pour lequel on dispose de données trimestrielles au niveau régional. Les statistiques annuelles couvrent une période



Jusqu'à maintenant, nous nous sommes tenus à l'analyse du comportement du chômage régional. Si les problèmes structurels des marchés du travail sont plus aigus au Québec et dans les provinces atlantiques, on devrait les retrouver en examinant le comportement de l'emploi régional. On peut penser que, sur les marchés du travail où les rigidités structurelles sont les plus graves, les employeurs connaissent plus de difficultés à adapter leurs effectifs de main-d'œuvre à une augmentation de la demande pour leurs produits. Dans le but de vérifier cette hypothèse, on a élaboré un modèle de l'emploi régional du type modèle d'ajustement des stocks. On part du principe que les employeurs réagissent aux accroissements de la demande pour leurs produits avec un certain retard, lequel dépend de leur aptitude à recruter et à garder une main-d'œuvre adéquate. Le décalage a d'autres raisons, comme le temps nécessaire pour percevoir le caractère permanent de la hausse de la demande; mais on suppose que ces raisons sont identiques dans toutes les régions et n'exercent aucun effet du point de vue des différences interrégionales dans la rapidité d'ajustement.

*Source:* Les données sur le chômage sont extraites de tableaux inédits de l'enquête sur la main-d'œuvre de Statistique Canada.

*Remarques:* (1) La variable dépendante est le logarithme du nombre de travailleurs en chômage pendant plus de six mois dans chaque province ou région.  $\ln U$  est le logarithme du nombre total de chômeurs;  $t$  est une tendance chronologique.

(2)  $\rho$  est le paramètre de Hildreth-Lu, indiquant que l'on a utilisé la méthode du même nom pour supprimer l'autocorrélation.  $R^2$  est le  $R^2$  des restes avec les régressions de Hildreth-Lu et le  $R^2$  corrigé dans les autres cas; D.W. est le paramètre de Durbin-Watson; les rapports  $t$  figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression.

$\ln U_j$	K	$\ln U$	$t$	$\bar{R}^2$	D.W.
Terre-Neuve .....	-1.102	.85	.25	.47	.80
$\rho = .61$ .....	(-5.61)	(4.91)	(4.09)		1.93
Nouvelle-Écosse .....	(-3.45)	(3.54)	(2.19)	.21	.88
$\rho = .57$ .....	(-3.23)	(3.08)	(3.46)	.25	
Nouveau-Brunswick .....	(-2.06)	(2.16)	(1.96)	.51	2.28
$\rho = .62$ .....	(-5.21)	(3.72)	(4.67)	.39	.78
Atlantique .....	(-3.98)	(3.13)	(3.06)	.63	1.98
$\rho = .75$ .....	(-2.94)	(4.34)	(4.91)	.45	.52
Québec .....	(-1.70)	(3.24)	(2.44)	.80	.70
$\rho = .71$ .....	(-2.21)	(5.89)	(8.47)	.89	2.17
Ontario .....	(-3.36)	(3.23)	(4.33)	.71	.98
$\rho = .67$ .....	(-4.72)	(7.01)	(4.28)	.81	2.05
	(-1.28)	(3.25)	(3.55)		

Manœuvres en chômage et chômage total  
par province de l'est (mensuel, 1966-1970)

TABEAU XXXIII

$\ln U_1$	K	$\ln U$	t	$R^2$	D.W.
Terre-Neuve .....	-1.014	1.06	.143	.736	1.33
$p = .36$ .....	(-9.08)	(10.8)	(4.12)	.77	2.06
.....	-.91	.98	.132		
Nouvelle-Ecosse .....	(-6.26)	(8.06)	(2.79)	.72	1.71
.....	-1.31	1.28	-.002		
Nouveau-Brunswick .....	(-9.85)	(12.01)	(.07)	.60	1.29
.....	-.942	.867	.106		
$p = .35$ .....	(-7.37)	(8.79)	(2.37)	.66	2.06
.....	-.936	.869	.101		
Atlantique .....	(-5.69)	(7.09)	(1.68)	.82	.97
.....	-1.07	1.03	.09		
$p = .55$ .....	(-9.29)	(15.14)	(3.65)	.87	1.97
.....	-.927	.97	.07		
Québec .....	(-5.73)	(10.63)	(1.65)	.73	.85
.....	-1.35	1.17	.015		
$p = .59$ .....	(-6.01)	(10.14)	(.42)	.83	2.22
.....	-1.17	1.09	.015		
Ontario .....	(-3.61)	(6.75)	(.28)	.66	.68
.....	1.80	1.33	.09		
$p = .68$ .....	(-5.94)	(7.83)	(1.83)	.82	2.29
.....	1.53	1.22	.07		
.....	(-4.32)	(6.62)	(.78)		

Source: Les données sur le chômage sont extraites de tableaux inédits de l'enquête sur la main-d'œuvre, Statistique Canada.

Remarques: (1) La variable dépendante est le logarithme du nombre de manœuvres en chômage dans chaque province ou région. In U est le logarithme du nombre total de chômeurs; t est une tendance chronologique.  
(2)  $p$  est le paramètre de Hildreth-Lu, indiquant que la méthode du même nom a été utilisée pour supprimer l'autocorrélation.  $R^2$  est le  $R^2$  des restes avec les régressions de Hildreth-Lu et le  $R^2$  corrigé dans les autres cas; D.W. est le paramètre de Durbin Watson; les rapports t sont indiqués entre parenthèses sous les coefficients de régression.

«absorber» les chômeurs a sa valeur la plus faible dans les provinces atlantiques et elle est moins élevée pour ceux qui sont en chômage prolongé que pour les manœuvres en chômage. Cependant, quand on essaye de supprimer une certaine autocorrélation qui affecte gravement les équations, on fait disparaître du même coup l'essentiel de la variation régionale observée auparavant. Puisque certaines données conduisent à penser que les taux de participation réagissent plus fortement à l'activité économique dans les provinces atlantiques, les élasticités de la capacité d'«absorption» par rapport aux variations de l'emploi seraient encore plus faibles relativement à l'Ontario que celles indiquées par les variations du chômage<sup>14</sup>.

<sup>14</sup>Pour chaque région de l'est, y compris l'Ontario, on a effectué une régression du logarithme du taux de participation à la main-d'œuvre par rapport au logarithme du rapport entre l'emploi et la main-d'œuvre et à l'inverse de la population. On a inclus le dernier terme pour corriger la corrélation aléatoire issue des variations du dénominateur des autres rapports. Les résultats indiquent qu'une variation de l'emploi de 1 pour cent entraînerait une hausse du taux de participation de .31 pour cent à Terre-Neuve, d'environ .5 à .6 pour cent en Nouvelle-Ecosse et au Nouveau-Brunswick, et de l'ordre de .4 pour cent au Québec et en Ontario. Voir le tableau XXXV.  
Soit  $\alpha$  l'élasticité de l'emploi par rapport au chômage,  $\alpha$  semble plus élevé dans les provinces atlantiques que dans toutes les autres régions. Par conséquent, l'élasticité de la capacité d'absorption par rapport aux variations de l'emploi, le rapport  $1/\alpha$  et les élasticités des tableaux XXXIII et XXXIV devraient aussi être relativement inférieures dans les provinces atlantiques.



TABLEAU XXXII  
Durée moyenne de chômage et sa répartition interne, par province de l'est

Année	Terre-Neuve		Nouvelle-Écosse		Nouveau-Brunswick		Québec		Ontario	
	$\bar{X}$	$\sigma^2$	$\bar{X}$	$\sigma^2$	$\bar{X}$	$\sigma^2$	$\bar{X}$	$\sigma^2$	$\bar{X}$	$\sigma^2$
1960 . . . . .	15.5	4.014	16.23	4.234	15.12	3.54	15.06	2.82	14.1	2.3
1961 . . . . .	16.35	4.28	15.51	2.919	14.62	3.04	14.79	3.03	13.7	2.2
1962 . . . . .	16.2	6.066	15.16	4.534	14.4	4.96	12.8	3.36	12.6	3.08
1963 . . . . .	15.8	4.58	13.9	3.51	14.3	2.92	13.1	4.48	11.8	2.4
1964 . . . . .	15.5	2.09	13.7	2.47	14.1	1.45	14.6	4.86	11.9	1.34
1966 . . . . .	15.0	4.55	12.7	4.96	14.26	2.08	11.46	2.45	11.0	1.95
1967 . . . . .	16.4	3.46	14.0	1.96	14.2	1.8	13.5	2.88	11.56	1.98
1968 . . . . .	16.3	2.47	13.06	3.07	14.7	1.53	14.3	2.03	13.2	2.49

Source: Rapports annuels de la Commission de l'Assurance-chômage du Canada, Ottawa, 1960-1968.

Remarque: On mesure la durée moyenne  $\bar{X}$  comme le nombre de semaines de prestations, en fraction du nombre de bénéficiaires.  $\sigma^2$  représente la variance interindustrielle de cette durée moyenne dans chaque région.

reçues pendant le nombre maximum de semaines. Pour un groupe de 30 industries de 1960 à 1963 et de 13 industries en 1964 et 1966-1967, on a calculé, par province et pour chaque année, la moyenne simple non pondérée de ces rapports. Pour toutes les années, la durée moyenne évaluée est plus élevée dans les provinces maritimes et au Québec qu'en Ontario. On ne peut pas interpréter ce résultat, qui apparaît dans le tableau XXXII, comme une indication patente d'un problème structurel plus grave dans les provinces maritimes et au Québec. Quoique ce puisse être la cause d'une durée supérieure à la moyenne, celle-ci peut également provenir d'une insuffisance plus marquée de la demande. Les durées de chômage supérieures à la moyenne pourraient être cause ou conséquence des taux de chômage supérieurs à la moyenne.

Cependant, si une région a un taux de chômage supérieur à la moyenne, on n'a aucune raison de penser que la variance interindustrielle de la durée y sera aussi supérieure à la moyenne. En fait, la variance permet d'évaluer approximativement l'importance des déséquilibres du marché du travail au sein d'une région. Une variance plus élevée dans une région que dans une autre indiquerait que la probabilité d'être réembauché dans une industrie différente de celle de l'emploi précédent est plus faible dans la première région que dans la seconde. En d'autres termes, la variance plus élevée suggère une plus grande comparation au sein des marchés du travail d'une région ou des obstacles plus prononcés à la mobilité interindustrielle. Selon cette interprétation, le tableau XXXII indique que la variance est beaucoup plus forte dans les provinces atlantiques et au Québec qu'en Ontario. Toutefois, après 1966, les données deviennent moins éloquentes, probablement parce qu'une aggrégation plus poussée tend à rendre moins claire la non-concordance entre l'offre et la demande de main-d'œuvre. De plus, on ne peut pas vraiment comparer les données antérieures et postérieures à 1964 à cause du changement de la classification des industries survenu à cette date.

Puisque le chômage structurel a ses racines dans la composition de la main-d'œuvre, il convient d'analyser les données disponibles quant à cette composition. À partir de statistiques mensuelles inédites de l'enquête sur la main-d'œuvre pour la période 1966-1970 (56 mois au total), on s'est efforcé de vérifier l'élément de disparité régionale du chômage structurel en examinant le comportement du chômage provincial pour deux groupes: les manœuvres en chômage et les travailleurs dont le chômage est prolongé (plus de six mois). On a effectué une régression logarithmique du nombre de travailleurs de chaque catégorie par rapport au total du chômage dans la région et à une tendance chronologique. Cette dernière sert à prendre en compte les influences cycliques postérieures à 1966 et les différences entre la croissance de la main-d'œuvre dans les diverses provinces. Si les provinces atlantiques souffrent de problèmes structurels plus aigus que l'Ontario ou le Québec, la régression devrait nous fournir un coefficient positif (élasticité) plus petit pour la variable du chômage global dans les provinces atlantiques que dans les autres provinces. Une élasticité moins élevée dans les provinces atlantiques traduirait la plus grande difficulté à y procurer des emplois aux manœuvres en chômage et aux travailleurs dont le chômage est prolongé lorsqu'on stimule la demande dans cette région. Les résultats des régressions des tableaux XXXIII et XXXIV corroborent ces prévisions: l'élasticité de la capacité à



<sup>13</sup> Larsen remarque qu'au Nouveau-Brunswick, plusieurs usines subventionnées par l'Agence de développement régional avaient des difficultés à trouver et à conserver des travailleurs employés à plein temps. « De nombreux travailleurs suivent le rythme de travail traditionnel: peut-être un peu de pêche, la coupe des arbres de Noël, avec en plus la possibilité d'un certain travail en usine, et habituellement une période de chômage, ou quelque autre combinaison. » H.K. Larsen, *A Study of the Economic Impacts Generated by ADA — Assisted Manufacturing Plants Located in the Province of New Brunswick*, mars 1969, p.VII-5, mimeo.

Les statistiques de la Commission de l'Assurance-chômage (CAC) sont parmi les seules qui permettent d'étudier les rapports entre le chômage régional, sa durée, son origine par industrie et les revenus des chômeurs. À partir des rapports annuels de la CAC, on peut calculer une variable-substitut assez satisfaisante de la durée moyenne de chômage: le nombre de semaines de versement de prestations régulières durant des périodes terminées, par province, divisé par le nombre de périodes de prestations régulières terminées au cours d'une année donnée. Cette variable-substitut sous-estime probablement la durée réelle du chômage car elle ne tient pas compte de ceux qui épuisent les prestations auxqueltes ils ont droit après les avoir

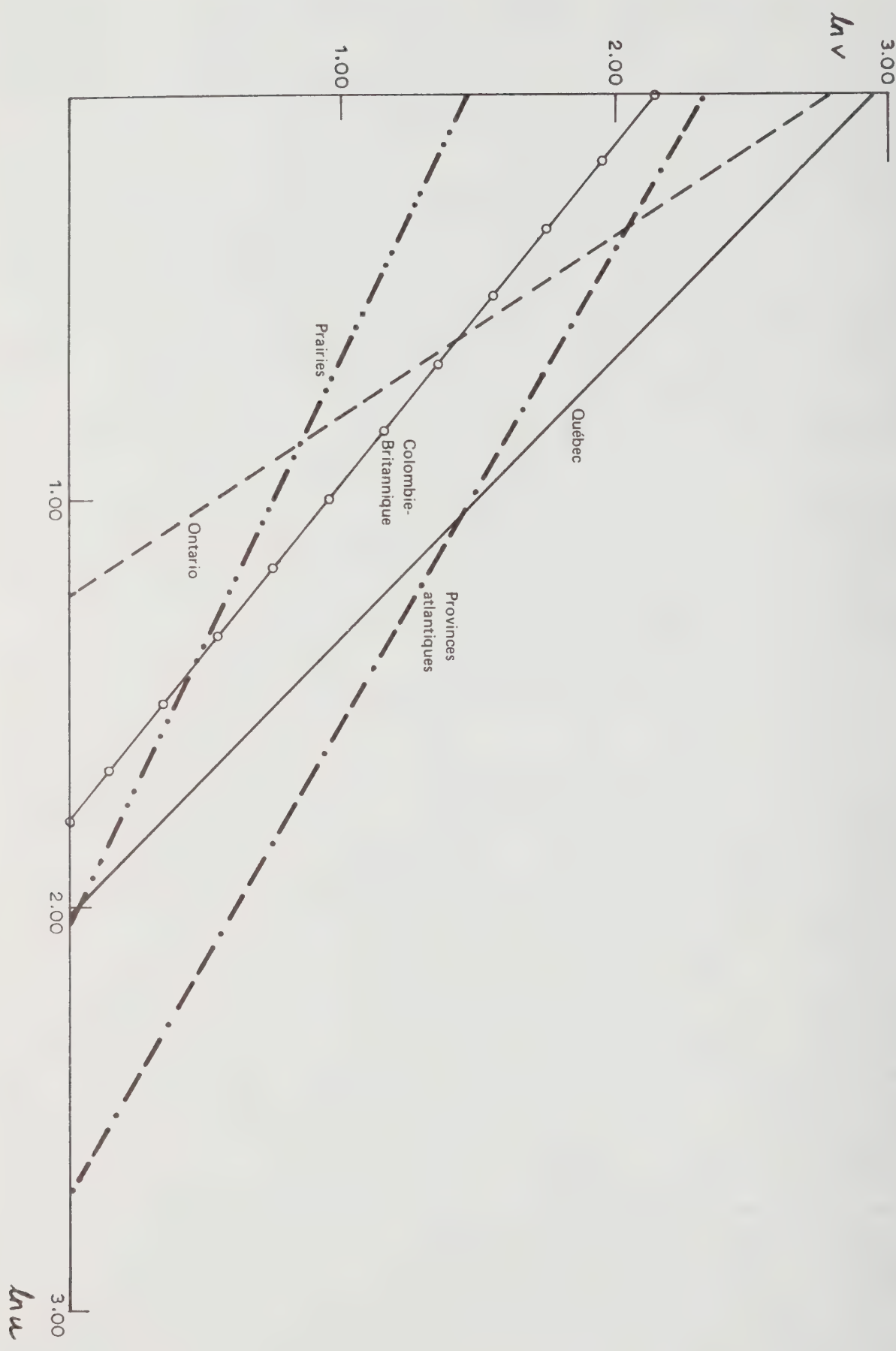
chômage et de bien-être social sur le chômage régional. quant à l'influence possible des salaires minimaux et des prestations d'assurance-précédentes. Nous présenterons également quelques données, très insuffisantes, du Canada. Notre but est de donner plus de poids aux résultats des sections moyens de déceler la moindre efficacité des marchés du travail des provinces de l'est

Dans la présente section, nous examinerons, de façon un peu pêle-mêle, plusieurs

#### *Données supplémentaires sur l'efficacité des marchés du travail*

On peut citer bien des raisons pour expliquer les taux supérieurs de changement d'emploi. Certains employés des régions concernées ont dit que les travailleurs ne se sentent pas attachés au système industriel à cause de leur répugnance envers la monotonie et le caractère routinier de nombreux emplois manufacturiers et à cause d'un grand besoin de temps libre, en particulier durant la saison de la chasse.<sup>13</sup> L'attitude des employés vis-à-vis des licenciements peut constituer un autre facteur. Si les employés estiment qu'ils peuvent licencier des employés chaque fois que la demande pour leurs produits diminue et les réembaucher facilement lorsque cette demande s'améliore, ils peuvent avoir une plus forte propension à réduire leur main-d'œuvre quand la demande décline. Le système de prestations d'assurance-chômage et de bien-être social, qui incite les travailleurs à attendre d'être rappelés plutôt qu'à aller chercher un autre emploi, peut encourager les employés à adopter une telle attitude. En outre, à cause de ce système, les travailleurs peuvent avoir tendance à quitter leur emploi une fois qu'ils ont suffisamment cotisé pour devenir éligibles à l'assurance-chômage ou quand tout montant de revenu réduirait d'autant leurs prestations de bien-être. Une autre cause probable tient au grand nombre d'emplois relativement mal payés et peu attrayants dans ces régions qui, combiné à un caractère saisonnier marqué, se traduit par des emplois de courte durée et des intervalles de chômage plus fréquents. Quelle que soit l'importance relative de ces divers facteurs, le problème des changements d'emploi mérite beaucoup plus d'attention qu'il n'en a reçu jusqu'ici. Il n'est pas très utile de savoir qu'une personne est en chômage parce qu'elle ne peut pas trouver d'emploi!

GRAPHIQUE 10  
 Représentation graphique de l'équation (1) du tableau XXXI, partie B :  
 équations emplois vacants – chômage





Considérons d'abord la durée supérieure à la moyenne du chômage ou de la recherche d'un emploi. Elle peut traduire en partie des niveaux d'instruction moins élevés: dans ce cas, les qualifications requises sont obtenues par expérience et, lorsqu'un travailleur perd son emploi, la formation acquise n'est pas immédiate-ment transférable à d'autres emplois. Elle peut également refléter une structure de salaires plus étendue: il est avantageux de se livrer à une recherche plus prolongée. Enfin, les marchés du travail de ces régions peuvent être relativement restreints en ce sens qu'ils n'offrent qu'un choix limité d'emplois, les travailleurs devant alors couvrir de grandes distances pour rechercher les emplois possibles. C'est par exemple le cas des villes où il n'existe qu'une industrie, qui sont complètement isolées des autres marchés du travail.

Remarques: (1) On a défini  $r$  et  $K_S$  dans le tableau XXVII.  
(2) Les valeurs de  $u$ ,  $v$ , et  $K_H$  sont extraites du tableau XXX.  
(3) Pour les équations emplois vacants - chômage, on applique les valeurs ci-dessus des paramètres dans l'équation  $\ln V = \frac{K_S - K_H}{r + u} - \left( \frac{v - r}{r + u} \right) \ln U$  dont le calcul est expliqué à la page 113.

Atlantique	(1)	$\ln V = 2.33 - .87 \ln U$
	(2)	$\ln V = 2.33 - .87 \ln U$
	(3)	$\ln V = 2.36 - .89 \ln U$
Québec	(1)	$\ln V = 2.97 - 1.44 \ln U$
	(2)	$\ln V = 3.78 - 1.83 \ln U$
	(3)	$\ln V = 4.00 - 1.91 \ln U$
Ontario	(1)	$\ln V = 2.83 - 2.12 \ln U$
	(2)	$(V - r) \leq 0$
	(3)	$(V - r) \leq 0$
Prairies	(1)	$\ln V = 1.40 - .68 \ln U$
	(2)	$\ln V = 1.43 - .74 \ln U$
	(3)	$\ln V = 1.48 - .74 \ln U$
Pacifique	(1)	$\ln V = 2.18 - 1.22 \ln U$
	(2)	$\ln V = 3.01 - 1.72 \ln U$
	(3)	$\ln V = 3.09 - 1.78 \ln U$

B. Equations emplois vacants - chômage					
Atlantique	(1)	.15	.63	.266	2.29
	(2)	.15	.61	.25	2.29
	(3)	.15	.59	.24	2.29
Québec	(1)	.105	.28	.148	2.09
	(2)	.105	.20	.074	2.09
	(3)	.105	.18	.043	2.09
Ontario	(1)	.169	.31	.131	1.83
	(2)	.169	.16	0	1.83
	(3)	.169	.15	0	1.83
Prairies	(1)	.107	.52	.174	1.90
	(2)	.107	.42	.124	1.90
	(3)	.107	.39	.102	1.90
Pacifique	(1)	.184	.45	.14	2.23
	(2)	.184	.32	.05	2.23
	(3)	.184	.31	.04	2.23
					1.84

TABLEAU XXXI  
Fonctions régionales emplois vacants - chômage - III  
A. Valeurs des paramètres

TABLEAU XXX  
Embauchage, par région - III

IIIa

	In H	K <sub>H</sub>	In V-1	In U-1	In U-2	In U-3	R <sup>2</sup>	D.W.
Atlantique . . . . .	1.17	.63	(11.03)	(-.89)	-.054	.32	.58	1.58
Québec . . . . .	(15.44)	1.57	(7.88)	(-3.46)	-.23	.38	.47	1.59
Ontario . . . . .	(24.33)	1.43	(6.52)	(-3.00)	-.254	.385	.37	1.18
Prairies . . . . .	(24.33)	1.32	(11.87)	(-2.62)	-.123	.297	.67	1.84
Pacifique . . . . .	(31.25)	1.65	(9.20)	(-2.63)	-.224	.363	.53	1.44

IIIb

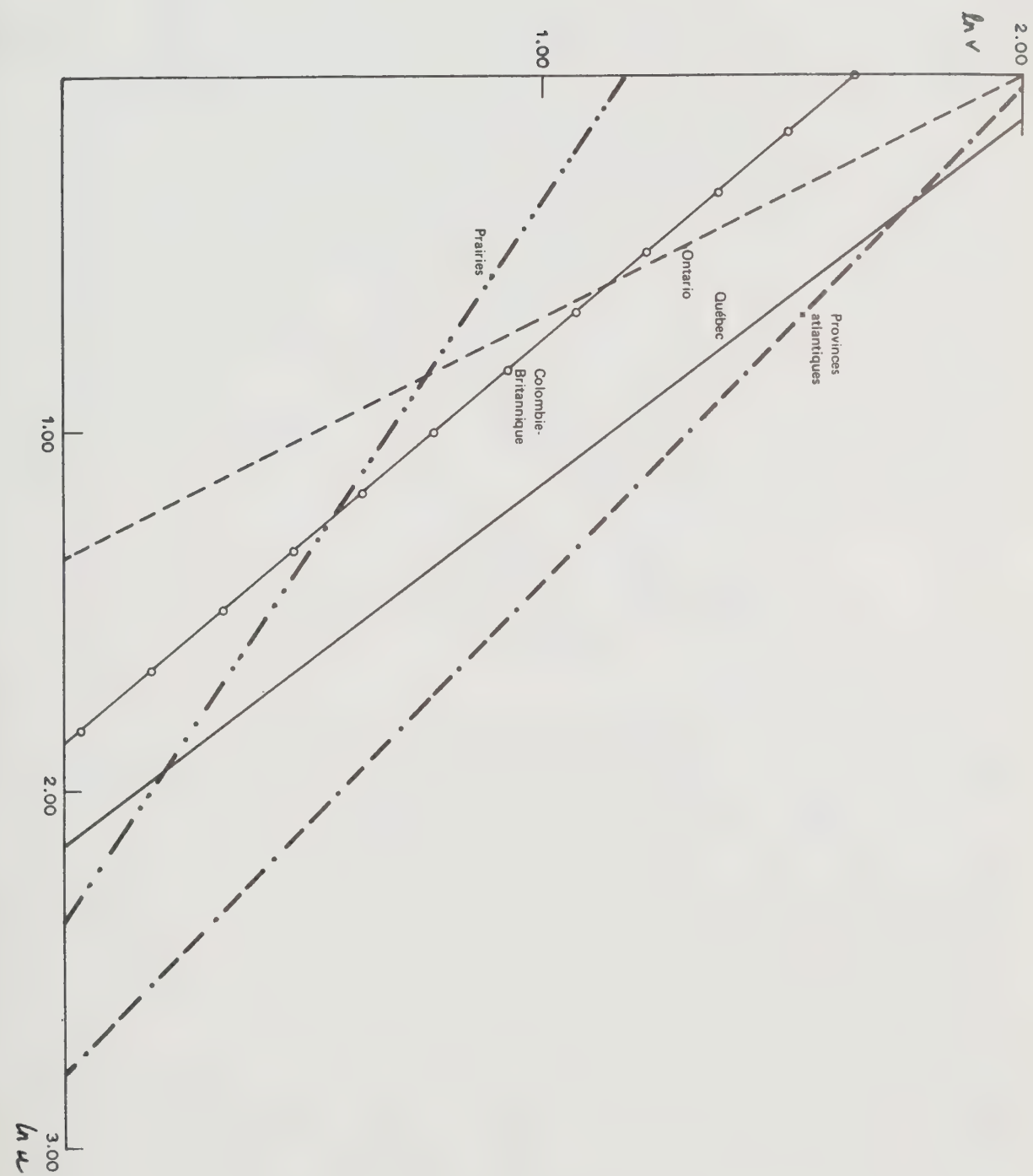
	In H	K <sub>H</sub>	In V-1	In U-1	In U-2	In U-3	R <sup>2</sup>	D.W.
Atlantique . . . . .	1.22	.61	(9.92)	(-1.50)	-.06	.31	.58	1.59
Québec . . . . .	(14.11)	1.73	(5.30)	(-5.45)	-.24	.314	.52	1.73
Ontario . . . . .	(23.7)	1.63	(3.41)	(-7.54)	-.405	.404	.51	1.32
Prairies . . . . .	(27.26)	1.45	(8.82)	(-5.40)	-.17	.294	.71	1.82
Pacifique . . . . .	(30.06)	1.82	(5.81)	(-5.21)	-.303	.356	.58	1.26

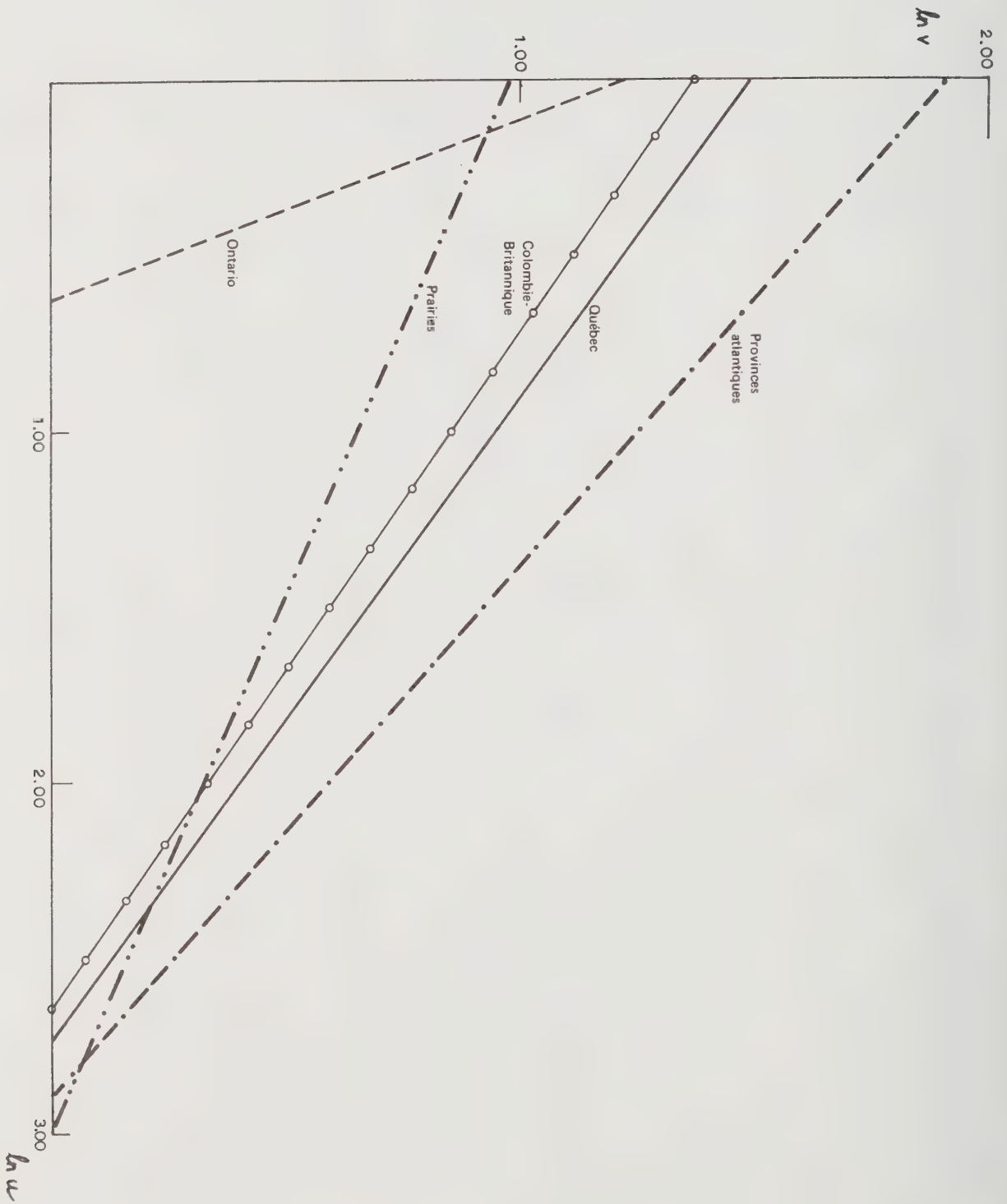
IIIc

	In H	K <sub>H</sub>	In V-1	In U-1	In U-2	In U-3	R <sup>2</sup>	D.W.
Atlantique . . . . .	1.25	.59	(9.39)	(-1.46)	.10	.255	.58	1.59
Québec . . . . .	(13.37)	.18	(-3.96)	(.82)	.26	.18	.535	1.84
Ontario . . . . .	(22.82)	(4.56)	(-4.60)	(2.10)	.345	.225	.54	1.35
Prairies . . . . .	(28.29)	(3.31)	(-7.65)	(3.24)	.213	.186	.72	1.83
Pacifique . . . . .	(30.31)	(8.31)	(-5.53)	(2.87)	.218	.244	.59	1.32

Remarques: (1) On a pris le logarithme du taux mensuel d'embauchage comme variable dépendante; V-1 est le taux d'emplois vacants décalé d'un mois; U-1, U-2 et U-3 les taux de chômage décalés de un, deux et trois mois respectivement.  
(2) Les rapports t figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression. R<sup>2</sup> est la valeur ajustée de R<sup>2</sup> et D.W. le paramètre de Durbin-Watson.







GRAPHIQUE 8



le chapitre 5, (p. 113).

paramètres dans l'équation  $\ln V = \frac{K_S - K_H}{V - r} - \left( \frac{r + U}{V - r} \right) \ln U$  dont le calcul est expliqué dans

Remarques: (1) Les valeurs des paramètres sont extraites des tableaux XXVII et XXVIII.  
(2) Pour les équations emplois vacants - chômage, on applique les valeurs ci-dessus des

Atlantique	(1)	$\ln V = 1.90 -$	$.66$	$\ln U$
Québec	(1)	$\ln V = 1.49 -$	$.54$	$\ln U$
Ontario	(1)	$\ln V = 1.23 -$	$2.08$	$\ln U$
Prairies	(1)	$\ln V = .99 -$	$.303$	$\ln U$
Pacifique	(1)	$\ln V = 1.39 -$	$.51$	$\ln U$
	(2)	$\ln V = 1.67 -$	$.91$	$\ln U$

Atlantique	(1)	$.15$	$.57$	$.125$	$2.29$	$1.49$
Québec	(1)	$.105$	$.30$	$.0$	$2.09$	$1.80$
Ontario	(1)	$.169$	$.25$	$.0$	$1.83$	$1.73$
Prairies	(1)	$.107$	$.46$	$.0$	$1.90$	$1.55$
Pacifique	(1)	$.184$	$.50$	$.0$	$2.23$	$1.79$
	(2)	$.15$	$.71$	$.26$	$2.29$	$1.15$
	(2)	$.105$	$.35$	$.14$	$2.09$	$1.56$
	(2)	$.169$	$.35$	$.11$	$1.83$	$1.44$
	(2)	$.107$	$.65$	$.16$	$1.90$	$1.25$
	(2)	$.184$	$.55$	$.15$	$2.23$	$1.62$

$K_H$	$K_S$	$u$	$v$	$r$
-------	-------	-----	-----	-----

A. Valeurs des paramètres

Fonctions régionales emplois vacants - chômage II

TABLERAU XXIX

autres régions, ce qui reflète une moindre efficacité des marchés du travail. Selon ce critère, l'Ontario et, parfois, la Colombie-Britannique, ont les marchés du travail les plus efficaces. De manière étrange, pour un niveau donné des emplois vacants, le taux de chômage est quelquefois plus élevé dans les Prairies qu'en Colombie-Britannique, peut-être parce que nos résultats ne sont pas significatifs dans le cas des Prairies. Néanmoins, dans leur ensemble, ces résultats confirment la conclusion avancée précédemment: le fonctionnement relativement inefficace des marchés du travail du Québec et des provinces atlantiques explique en grande partie la tendance de ces régions à avoir des taux de chômage supérieurs à la moyenne.

Il resterait à expliquer pourquoi les marchés du travail du Québec et des provinces atlantiques sont relativement inefficaces. Notre étude n'a pas pour objet de rechercher, au-delà des données globales de changement d'emploi, pourquoi certains individus décident de quitter leur emploi ou connaissent des difficultés à trouver un autre emploi une fois qu'ils sont en chômage. Il faudrait disposer d'informations beaucoup plus détaillées que celles dont on dispose actuellement sur le fonctionnement des marchés du travail. Nous ne pouvons présenter que quelques réponses hypothétiques que l'on devrait plutôt considérer comme un programme pour de futures recherches.

En combinant les équations d'embauchage et de cessation d'emploi, on peut calculer pour chaque région une équation d'équilibre emplois vacants—chômage de la forme  $\ln V = \frac{K_S - K_H}{V - 1} - \left( \frac{r + u}{V - 1} \right) \ln U$ . On a obtenu cette équation à l'aide des valeurs des paramètres pour chacune des six formulations des embauchages et des cessations d'emplois et des résultats des six équations indiquées dans les tableaux XXVI, XXIX et XXXI. Le long d'une bissectrice du plan emplois vacants—chômage, on voit, pour toute formulation, que le niveau des emplois vacants et du chômage est relativement plus élevé au Québec et dans les provinces atlantiques que dans les

Remarques: (1) Le logarithme du taux mensuel d'embauchage est la variable dépendante. Dans IIa,  $U_{-1}$  et  $V_{-1}$  représentent les taux d'emplois vacants et de chômage dans la région, décalés d'un mois; dans IIb, est remplacé par  $U_{-1} U_0 = U_{-1} + U_{-2} + U_{-3}/3$ . (2)  $\rho$  est le paramètre de Hildreth-Lu utilisé pour transformer l'équation initiale. (3) les rapports  $t$  figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression.  $R^2$  est la valeur ajustée de  $R^2$  et D.W. le paramètre de Durbin-Watson.

	$\ln H$	$K_H$	$\ln U_{-1}$	$\ln V_1$	$R^2$	D.W.
Atlantique	1.38	(13.702)	.147	.72	.39	1.05
$\rho = .52$	1.49	(12.07)	.125	.57	.54	1.93
Québec	1.82	(20.4)	.012	.29	.28	1.13
$\rho = .43$	1.80	(15.53)	.02	.30	.41	1.99
Ontario	1.69	(22.85)	-.05	.25	.24	0.82
$\rho = .51$	1.73	(17.96)	-.06	.25	.51	2.06
Prairies	1.35	(21.69)	.06	.644	.49	1.28
$\rho = .47$	1.55	(20.25)	-.006	.46	.58	2.13
Pacifique	1.79	(21.67)	.06	.50	.41	1.51
Atlantique	1.15	(12.96)	.26	.712	.50	1.28
Québec	1.56	(19.96)	.14	.35	.35	1.23
Ontario	1.44	(21.04)	.11	.364	.26	0.83
$\rho = .59$	1.42	(13.86)	.13	.351	.51	2.22
Prairies	1.25	(25.17)	.16	.65	.57	1.48
Pacifique	1.62	(22.84)	.15	.55	.46	1.52

TABLEAU XXVIII  
Embauchage, par région — II  
II a



Remarques: (1) Le logarithme du taux mensuel de cessation d'emploi représente la variable dépendante; et le rapport entre les emplois vacants et le chômage — avec un mois de décalage — au niveau régional, est la variable indépendante.  
(2)  $p$  est le paramètre de Hildreth-Lu utilisé pour transformer les régressions initiales. Les régressions transformées sont indiquées en seconde ligne pour chaque région.  
(3) Les rapports  $t$  figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression.  $R^2$  correspond à la valeur corrigée de  $R^2$  dans les régressions initiales et à sa valeur non ajustée dans les régressions transformées. D.W. représente le paramètre de Durbin-Watson.

			$\ln S$	$K_S$	$\ln (V/U)^{-1}$	$\bar{R}^2$	D.W.
Atlantique	$p = .52$	2.28 (52.17)	.139 (5.86)	.40	1.87	.18	0.97
Québec	$p = .55$	2.08 (72.31)	.097 (5.94)	.18	0.91	.43	1.89
Ontario	$p = .626$	1.78 (46.04)	.115 (4.26)	.28	0.88	.52	2.01
Prairies	$p = .46$	1.90 (156.62)	.114 (6.76)	.33	1.10	.46	1.75
Pacifique	$p = .23$	2.21 (81.02)	.169 (11.07)	.44	1.01	.51	1.26
		2.23 (69.47)	.184 (10.30)				

TABEAU XXVII

Cessations d'emploi, par région — II

Remarques: (1) Les valeurs des paramètres sont extraites des tableaux XXIV et XXV.  
(2) Pour les équations de la partie B, on prend les valeurs des paramètres dans l'équation  $\ln V = \frac{V - r}{K_S - K_H} - \left( \frac{r + U}{V - r} \right) \ln U$  dont on décrit le calcul en page 113.

Atlantique	$\ln V = 2.826 - 1.073 \ln U$
Québec	$\ln V = 3.978 - 1.957 \ln U$
Ontario	$\ln V = 1.936 - 1.338 \ln U$
Prairies	$\ln V = 1.484 - 0.73 \ln U$
Pacifique	$\ln V = 2.108 - 1.168 \ln U$

B. Equations emplois vacants — chômage

	$r$	$v$	$u$	$K_S$	$K_H$
Atlantique	.24	.774	.33	2.45	.945
Québec	.164	.35	.20	2.18	1.44
Ontario	.146	.43	.234	1.81	1.26
Prairies	.155	.737	.27	1.92	1.06
Pacifique	.183	.48	.164	2.24	1.61

A. Valeurs des paramètres  
Fonctions régionales emplois vacants — chômage

TABEAU XXVI

GRAPHIQUE 7  
Représentation graphique du tableau XXVI, partie B:  
équations emplois vacants-chômage

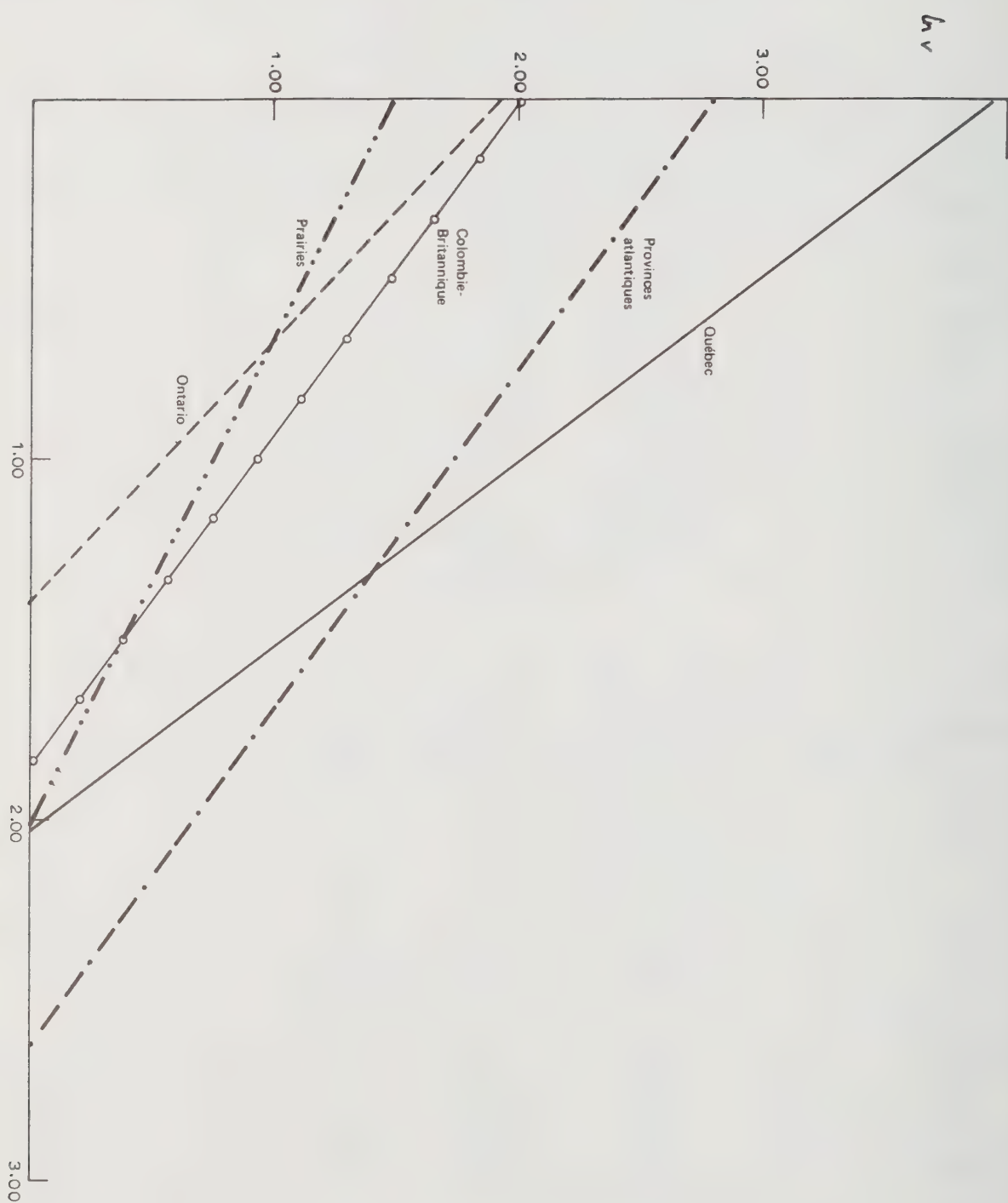




TABLEAU XXV

Embauchage, par région — I

	ln H	KH	ln V <sub>0</sub>	ln U <sub>0</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.
Atlantique	0.864	(7.20)	.864	.35	.41	1.14
	p = .43	(6.05)	(6.70)	(5.81)	.52	1.77
Québec	1.45	(14.02)	.35	.193	.23	1.12
	p = .44	(9.88)	(4.62)	(3.03)	.38	1.91
Ontario	1.46	(16.53)	.30	.103	.13	0.73
	p = .66	(8.45)	(3.54)	(2.47)	.49	2.09
Prairies	0.99	(13.67)	.80	.291	.51	1.11
	p = .45	(10.72)	(8.46)	(5.88)	.61	1.99
Pacifique	1.39	(15.57)	.71	.27	.43	0.82
	p = .38	(13.53)	(5.69)	(2.63)	.52	1.42

Remarques: 1) On a pris comme variable dépendante des régressions le logarithme de l'embauchage mensuel dans une région, exprimé en fraction de l'emploi régional. V<sub>0</sub> et U<sub>0</sub> se définissent comme les précédentes moyennes trimestrielles du chômage et des emplois vacants:  $U_0 = U_{-1} + U_{-2} + U_{-3}/3$ ;  $V_0 = V_{-1} + V_{-2} + V_{-3}/3$ .  
(2)  $\rho$  est le paramètre de Hildreth-Lu utilisé pour corriger l'auto corrélation. Les régressions transformées apparaissent en seconde ligne pour chaque région.  
(3) Les rapports t figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression. R<sup>2</sup> correspond à la valeur corrigée de R<sup>2</sup> dans la première régression et à sa valeur non corrigée dans la transformation de Hildreth-Lu. D.W. est le paramètre de Durbin-Watson.

Colombie-Britannique, du Québec et enfin de l'Ontario. L'élasticité de l'embauchage par rapport à une augmentation du taux de chômage est considérablement inférieure, mais sa répartition régionale suit exactement le même ordre. En même temps, le paramètre exprimant l'efficacité du processus de recherche d'un emploi est toujours le plus faible pour les provinces atlantiques et généralement le plus élevé pour la Colombie-Britannique. Après celle-ci, on trouve généralement l'Ontario et le Québec, suivis des Prairies. Lorsque l'on tient compte des effets des taux de variation eu égard au chômage et aux emplois vacants (tableau XX), les valeurs statiques des élasticités de ces deux variables sont inférieures, dans toutes les régions, à celles obtenues sans considérer d'effets de décalages. Du point de vue dynamique, l'évolution se fait apparemment comme suit: l'embauchage croît lorsque le chômage diminue et que les emplois vacants deviennent plus nombreux. À la différence des autres provinces, en Ontario, le taux de chômage avait une élasticité nulle par rapport à la plupart des variables considérées, et l'embauchage n'était sensible qu'au taux précédent de variation du chômage. Ceci pourrait s'expliquer par une tendance des travailleurs de cette province à avoir déjà un autre emploi en vue quand ils quittent leur emploi. Dans ce cas, l'absence d'un intervalle de chômage entre le moment de la cessation d'emploi et celui de l'embauchage pourrait constituer un important facteur d'explication du taux de chômage relativement faible de l'Ontario.

Les régressions des équations des embauchages—contenues dans les tableaux XXV, XXVIII et XXX—indiquent que le flux des travailleurs venant des rangs des chômeurs, et peut-être venant d'autres emplois, varie dans le même sens que le taux de chômage antérieur et le nombre d'emplois vacants, et ce, dans toutes les régions. La sensibilité de l'embauchage vis-à-vis d'une hausse de nombre d'emplois vacants est la plus élevée dans les provinces atlantiques, suivies des Prairies, de la

Remarques: (1) On a pris comme variable dépendante des régressions le logarithme des cessations d'emploi mensuelles dans une région, en fraction de l'emploi régional.  $V_0$  et  $U_0$  se définissent comme les précédentes moyennes trimestrielles des taux de chômage et d'emplois vacants:  $U_0 = U_{-1} + U_{-2} + U_{-3}/3$ ;  $V_0 = V_{-1} + V_{-2} + V_{-3}/3$ .  
(2)  $\rho$  est le paramètre de Hildreth-Lu utilisé pour transformer les régressions et vérifier la sensibilité vis-à-vis de l'autocorrélation. Ces régressions transformées figurent en deuxième ligne pour chaque région.  
(3) Les rapports  $t$  apparaissent entre parenthèses sous les coefficients de régression.  $R^2$  représente la valeur corrigée des  $R^2$  dans la première régression et leur valeur non ajustée dans la transformation de Hildreth-Lu. D.W. est le paramètre de Durbin-Watson.

Cessations d'emploi, par région - I				
ln S	K <sub>S</sub>	ln V <sub>0</sub> /U <sub>0</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.
Provinces atlantiques	2.395	.207	.34	1.11
p = .47	(56.56)	(8.95)	.47	1.96
Québec	2.15	.14	.35	1.02
p = .51	(79.0)	(9.05)	.50	2.00
Ontario	2.18	.164	.29	0.96
p = .54	(49.65)	(6.69)	.48	1.96
Prairies	1.78	.121	.49	1.29
p = .55	(90.59)	(7.86)	.55	1.82
Colombie-Britannique	1.81	.146	.44	1.21
p = .11	(53.4)	(5.66)	.46	1.30
	1.92	.15		
	(176.25)	(12.22)		
	1.92	.155		
	(124.15)	(9.22)		
	2.23	.183		
	(75.27)	(10.89)		
	2.236	.183		
	(68.22)	(9.87)		

TABLÉAU XXIV

cessations forcées sur tous les marchés du travail; les augmentations de la demande pour la main-d'œuvre stimuleraient alors les changements d'emploi, empêchant ainsi le taux de chômage de diminuer autant que ce ne serait autrement le cas. Quand on ne corrige pas les équations de la corrélation sérielle, cette élasticité est plus prononcée dans les provinces atlantiques que dans les autres régions. Toutefois, l'application de la méthode de Hildreth-Lu pour supprimer la corrélation sérielle se traduit par un accroissement de l'élasticité en Ontario et en Colombie-Britannique, les taux de ces provinces devenant alors approximativement identiques à celui des provinces atlantiques. Quoiqu'il en soit, en ce qui concerne la valeur du paramètre exprimant le flux de renouvellement de la main-d'œuvre,  $K_S$ , la transformation de Hildreth-Lu ne modifie pas le classement des régions par ordre décroissant (c'est-à-dire, provinces atlantiques, Colombie-Britannique, Québec, Prairies et Ontario).



<sup>1</sup> Pour être significatifs, les paramètres  $u$  et  $v$  devraient se situer entre zéro et un.  
<sup>2</sup> Le biais inhérent au calcul des équations emplois vacants — chômage à partir des régressions des changements d'emploi est probablement minime. Les équations (voir p. 186) impliquent que l'on retranche  $K_H$  de  $K_S$ , donc les parts d'erreur contenues dans chaque constante s'annulent, au moins partiellement, l'une l'autre.

à des tensions encore plus prononcées. Ou bien, puisque l'on utilise des données non désaisonnalisées, les effets du taux de variation peuvent refléter les rythmes saisonniers du niveau de l'activité économique. En écriture logarithmique, le taux d'embauchage s'exprime  $\ln H_t = \ln K_H + u \ln U_{-1} + v \ln V_{-1}$ , où le paramètre  $\ln K_H$  représente l'efficacité du processus de recherche d'un emploi sur le marché du travail, et  $u$  et  $v$  les élasticités de l'embauchage par rapport aux taux de chômage et d'emplois vacants respectivement<sup>1</sup>. Avec les facteurs supplémentaires de décalage, on a par exemple:

$$\ln H_t = \ln K_H + u_1 \ln U_{-1} + u_2 \ln U_{-2} + v_1 \ln V_{-1} + v_2 \ln V_{-2}$$

ou encore,

$$\ln H_t = \ln K_H + (u_1 + u_2) \ln U_{-1} - u_2 (\ln U_{-1} - \ln U_{-2}) + (v_1 + v_2) \ln V_{-1} - v_2 (\ln V_{-1} - \ln V_{-2}).$$

Avec cette formulation, on n'a examiné que les résultats obtenus pour des conditions constantes, en fixant les autres facteurs de décalage égaux à  $\ln U_{-1}$  ou  $\ln V_{-1}$ .

On suppose que le taux de cessation d'emploi est fonction de la tension du marché du travail régional, tension mesurée par le rapport entre les emplois vacants et le chômage. En écriture logarithmique, le taux de cessation d'emplois s'exprime  $\ln S = \ln K_S + r \ln (V/U)_{-1}$ , où  $\ln K_S$  représente la probabilité de perdre son emploi au cours d'une période et  $r$  l'élasticité des cessations d'emploi par rapport à l'intensité de la tension régnant sur le marché du travail.

On a effectué les régressions des équations des embauchages et des cessations d'emploi par rapport aux données mensuelles pour la période 1953-1966. Toutes les variables sont exprimées en fractions du chômage régional. Les données sur l'emploi et le chômage proviennent de l'enquête sur la main-d'œuvre, et on a compilé les statistiques sur les emplois vacants à partir de données du service national de l'emploi concernant les offres d'emploi enregistrées dans chaque région. Le total des emplois vacants dans une région,  $V$ , est supérieur au nombre enregistré par le service national de l'emploi dans une proportion  $\alpha$ , ( $\alpha > 1$ ). Du fait de l'utilisation de ces dernières données au lieu du total — inconnu — des emplois vacants, les termes constants  $K_S$  et  $K_H$  sont « gonflés » dans une proportion de  $r \ln \alpha$  pour les cessations d'emploi et de  $V \ln \alpha$  pour les embauchages. On suppose que ces biais dans les termes constants sont d'importance assez similaire dans toutes les régions. Les valeurs de  $r$ ,  $v$  et  $\alpha$  s'avérant assez stables d'une région à l'autre, cette hypothèse n'est peut-être pas inutile, bien qu'elle rende les évaluations moins précises qu'il ne le faudrait<sup>2</sup>.

On trouvera dans les tableaux, XXIV, XXV, XXVII, XXVIII et XXX les résultats des calculs de régression appliqués aux équations des embauchages et des cessations d'emplois. Les tableaux XXIV et XXVII indiquent que, dans toutes les régions, les cessations d'emploi ont une élasticité positive par rapport à la tension du marché. Il semble donc que les cessations d'emploi volontaires soient plus importantes que les

régionales emplois vacants—chômage. Nous cherchons ainsi à voir si les caractéristiques de renouvellement de la main-d'œuvre expliquent bien les courbes emplois vacants — chômeurs calculées de manière directe dans la section précédente. Si tel est le cas, les conclusions que nous avons avancées quant à la nature des écarts régionaux de chômage s'en trouveront confirmées.

Nous décrivons le modèle conformément aux grandes lignes de l'étude de la relation entre la courbe de Phillips et les changements d'emploi contenue dans le chapitre trois (pp. ). Pour un mois donné, le taux régional d'embauchage s'explique par le nombre potentiel d'emplois trouvant preneur (emplois vacants/chômage) au cours du mois précédent plus, dans certains cas, des facteurs de décalage supplémentaires pour les emplois vacants et le chômage, dans le but de tenir compte des effets des taux de variation. Par exemple, si le taux de chômage a diminué d'un mois à l'autre, les employeurs peuvent en déduire qu'ils doivent embaucher davantage maintenant avant que le marché du travail ne devienne soumis

*Source: Statistiques inédites de l'enquête sur la main-d'œuvre, Statistique Canada.*  
*Remarque: On a calculé la durée moyenne comme correspondant au double du nombre de chômeurs pendant 1 à 3 mois, plus 5 fois le nombre de chômeurs pendant 4 à 6 mois, plus 9 fois le nombre de chômeurs pendant plus de 6 mois, le tout divisé par le nombre total de chômeurs.*

	1966 1er trimestre	2ème trimestre	3ème trimestre	4ème trimestre	Moyenne
Nouveau-Brunswick	2.1936	2.7716	1.8577	1.6795	(1.9985)
Terre-Neuve	2.4302	3.0581	1.6818	2.0871	(2.0093)
Nouvelle-Ecosse	2.1419	2.7139	2.0321	2.0594	(2.2316)
Québec	2.2466	2.6341	2.5551	2.4325	(2.4837)
Ontario	2.0443	2.0243	1.7455	1.9061	(1.9343)
	1.8199	1.8527	1.8962	1.8655	(1.8686)
1967 1er trimestre	2.1454	2.8702	1.7679	1.5735	(1.9429)
2ème trimestre	2.4141	3.2077	2.4212	1.8141	(2.4406)
3ème trimestre	2.5766	3.4386	2.5953	2.8868	(2.8804)
4ème trimestre	2.2736	2.9320	2.8500	2.1089	(2.5112)
Moyenne	2.4680	2.9018	3.1540	2.6521	(2.9618)
1968 1er trimestre	2.2444	2.4382	2.2183	2.1005	(2.2089)
2ème trimestre	2.4776	3.0976	2.4595	1.8111	(2.5238)
3ème trimestre	2.6579	3.2397	2.7407	2.1908	(2.7286)
4ème trimestre	2.4059	3.2311	3.0758	2.1261	(2.6997)
Moyenne	3.1494	3.2942	3.5184	3.0225	(3.2373)
1969 1er trimestre	2.3679	2.3427	2.2242	2.1483	(2.2055)
2ème trimestre	2.4830	3.1375	2.7885	2.9176	(2.9624)
3ème trimestre	2.8828	3.3148	2.8675	2.4103	(3.1931)
4ème trimestre	2.4830	3.0971	3.3333	3.3952	(3.3221)
Moyenne	2.2506	2.4653	2.6003	2.5451	(2.5451)

Durée moyenne du chômage dans les provinces de l'est (en mois)

TABLEAU XXIII



TABLEAU XXII  
Durée estimée de chômage, en proportion de celle  
de l'Ontario (pour cent)

Colombie-Britannique	Prairies	Québec	Provinces atlantiques	Année
49.8	-36.6	54.8	122.0	1953
-5.82	-50.1	24.8	8.54	1954
-25.5	-26.1	55.6	47.7	1955
-37.7	-43.9	71.8	96.8	1956
-0.023	-52.9	40.7	105.2	1957
32.4	-49.5	38.6	90.6	1958
15.2	-48.3	46.3	101.6	1959
28.7	-46.6	32.8	40.7	1960
22.6	-38.6	37.1	52.4	1961
31.1	-32.6	41.7	102.5	1962
44.8	-22.1	66.7	102.3	1963
30.75	-24.7	61.5	97.1	1964
33.1	-21.2	91.7	148.3	1965
29.5	-55.2	49.8	113.7	1966
17.78	-39.2	50.9	87.8	Moyenne
24.87	11.5	17.03	35.8	Ecart-type
1.39	.294	.334	.41	Coefficient de variation

Remarque: On obtient ces évaluations de la différence procentuelle entre la durée du chômage dans une région donnée et en Ontario à partir de la différence, exprimée en pourcentage, entre les taux de chômage et de cessation d'emploi du tableau XXI.

connaître de chômage<sup>10</sup>. Ceci est particulièrement vrai dans le cas des cessations d'emplois saisonniers; et, comme nous le verrons dans la prochaine section, le chômage saisonnier est plus élevé dans les provinces de l'est. On trouvera dans le tableau XXIII certaines statistiques inédites de l'enquête sur la main-d'œuvre, qui indiquent la durée du chômage en Ontario et dans les provinces de l'est au cours de la période 1966-1970. Ces données sont probablement biaisées vers le bas à cause des hypothèses arbitraires retenues pour combiner différents intervalles de chômage en une évaluation agrégative de la durée. Pour la plupart des années, la durée moyenne de chômage est supérieure de 20 à 30 pour cent dans les provinces atlantiques et au Québec à celle de l'Ontario. Au Québec, elle semble avoir connu une augmentation relative au cours de cette période de cinq ans; une telle tendance est compatible avec l'écart grandissant entre les taux de chômage des deux provinces.

Malgré les lacunes des statistiques de durée, les données disponibles sur les embauchages, les cessations d'emploi, le chômage et les emplois vacants au niveau régional sont suffisantes pour permettre une évaluation empirique des fonctions

<sup>10</sup>Cette éventualité est confirmée par les données de l'enquête sur la main-d'œuvre de 1964. À ce moment, la durée moyenne (en semaines) était de 21.7 dans les provinces atlantiques, 17.7 au Québec, 14.4 en Ontario, 15.8 dans les Prairies et 14.7 en Colombie-Britannique. Donc, par rapport à l'Ontario, la durée moyenne était supérieure de 50, 23 et 2 pour cent respectivement dans les provinces atlantiques, au Québec et en Colombie-Britannique. Cf. T. Courchene, *An Analysis of Canadian Regional Economic Characteristics with Special Emphasis on Regional Unemployment Rates*, Rapport de recherche 7015, University of Western Ontario, London, Ontario, avril 1970, p.31.

Les taux supérieurs de cessation d'emploi de la Colombie-Britannique et des régions de l'est ne suffisent cependant pas à expliquer entièrement la diversité des taux de chômage régionaux. Le tableau XXI indique le rapport entre les taux de cessation d'emploi et de chômage des différentes régions et ceux de l'Ontario, choisis comme base de comparaison. Si la durée moyenne du chômage était la même en Ontario et dans les autres régions, les deux taux seraient à peu près identiques. Comme le montre le tableau XXII, la durée moyenne du chômage est nettement supérieure à celle de l'Ontario dans les provinces atlantiques, le Québec et la Colombie-Britannique, et légèrement inférieure dans le cas des Prairies. Selon ces comparaisons, la durée moyenne du chômage est supérieure à celle de l'Ontario d'environ 88, 51 et 18 pour cent dans les provinces atlantiques, au Québec et en Colombie-Britannique respectivement.

TABLEAU XXI

Taux régionaux de cessation d'emploi et de chômage,  
en proportion des taux de l'Ontario, 1953-1966

Année	Provinces atlantiques		Québec		Prairies		Colombie-Britannique	
	Si/Sont	Ui/Uont	Si/Sont	Ui/Uont	Si/Sont	Ui/Uont	Si/Sont	Ui/Uont
1953	1.4690	2.6890	1.3017	1.8425	1.2397	0.8740	1.3914	1.8898
1954	1.6174	1.7028	1.3272	1.5754	1.2255	0.7240	1.3937	1.3355
1955	1.6533	2.1310	1.3774	1.9332	1.2586	0.9973	1.4157	1.1604
1956	1.5070	2.4750	1.3392	2.0500	1.2640	0.8250	1.4913	1.1143
1957	1.4091	2.4610	1.3427	1.7494	1.2902	0.7612	1.4633	1.4610
1958	1.4385	2.3446	1.2712	1.6569	1.2462	0.7508	1.2942	1.6185
1959	1.4627	2.4792	1.2819	1.7453	1.2210	0.7377	1.2838	1.4358
1960	1.5309	1.9377	1.3359	1.6641	1.2548	0.7888	1.3166	1.6033
1961	1.5706	2.0943	1.3170	1.6878	1.2658	0.8794	1.3149	1.5410
1962	1.5039	2.5293	1.3287	1.7461	1.2165	0.8706	1.244	1.5547
1963	1.4960	2.5188	1.3024	1.9690	1.1917	0.9712	1.2569	1.7051
1964	1.4585	2.4293	1.3281	1.9434	1.2036	0.9563	1.3300	1.6375
1965	1.3071	2.8533	1.2266	2.1433	1.2022	0.9900	1.3352	1.6667
1966	1.3498	2.4869	1.3584	1.8529	1.3691	0.8170	1.5021	1.7974
1953-1966:								
Différence entre les taux moyens d'embauchage et de cessation d'emploi								
(Ontario) (= .24)								
	.19857		.32786		.27786		.16500	

Ces différences sont assurément «gonflées», considérablement dans certains cas, puisque les cessations d'emploi concernent souvent des travailleurs qui sortent des rangs de la main-d'œuvre ou qui passent directement d'un emploi à un autre sans



TABEAU XX  
Moyenne des embauchages et des cessations d'emploi, total d'industries choisies  
1953-1966

Année	Taux d'embauchage moyen annuel (en pourcentage, par mois)					Taux moyens annuels de cessation d'emploi (en pourcentage, par mois)				
	Provinces atlantiques	Québec	Ontario	Prairies	Colombie- Britannique	Provinces atlantiques	Québec	Ontario	Prairies	Colombie- Britannique
1953	8.23	7.42	5.85	7.31	7.90	8.52	7.55	5.80	7.19	8.07
1954	8.75	7.29	5.19	6.55	6.67	8.75	7.18	5.41	6.63	7.54
1955	8.94	7.60	5.65	6.88	8.01	8.63	7.19	5.22	6.57	7.39
1956	8.85	8.00	6.21	7.74	9.10	8.62	7.66	5.72	7.23	8.53
1957	7.50	7.39	5.55	7.22	7.99	8.06	7.68	5.72	7.38	8.37
1958	7.50	7.48	5.09	6.58	6.63	7.48	6.61	5.20	6.48	6.73
1959	7.96	7.92	5.36	6.60	6.82	7.68	6.73	5.25	6.41	6.74
1960	7.90	6.75	4.92	7.33	6.45	7.93	6.92	5.18	6.50	6.82
1961	7.71	6.68	5.03	6.19	6.47	7.68	6.44	4.89	6.19	6.43
1962	7.74	6.90	5.32	6.30	6.65	7.64	6.75	5.08	6.18	6.32
1963	7.78	6.89	5.33	6.27	6.63	7.57	6.59	5.06	6.03	6.36
1964	7.70	7.12	5.48	6.38	7.14	7.38	6.72	5.06	6.09	6.73
1965	7.55	6.94	5.85	6.86	7.71	6.98	6.55	5.34	6.42	7.13
1966	7.88	7.11	6.12	7.36	8.30	6.29	6.33	4.66	6.38	7.00

Source: *Hiring and Separation Rates in Certain Industries*, BFS 72-006, Ottawa, juin 1968.

satisfaisant, étant donné les pertes qui découleraient de la connaissance imparfaite des multiplicateurs régionaux des dépenses.

### *Caractéristiques régionales du renouvellement de la main-d'œuvre*

Les fonctions emplois vacants — chômage, calculées dans la section précédente, devraient être étroitement liées à la nature du renouvellement de la main-d'œuvre dans les diverses régions. Si on ne tient pas compte des flux de travailleurs qui entrent dans la main-d'œuvre et qui en sortent, le chômage régional est égal au produit du nombre d'employés qui deviennent chômeurs (nombre de cessations d'emploi) au cours d'une période par la durée moyenne du chômage. Par ailleurs, le niveau régional des emplois vacants est égal au produit du nombre de chômeurs qui importants par rapport aux variations dudit nombre de chômeurs. Ainsi, pour un rapport donné entre les emplois vacants et le chômage, le niveau des emplois vacants et du chômage sera plus élevé dans une région où le renouvellement de la main-d'œuvre et la durée du chômage et/ou des emplois vacants sont supérieurs. Les données sur les changements d'emploi et la durée du chômage et des emplois vacants fournissent un élément intéressant de comparaison de l'efficacité des marchés du travail régionaux. Chacun sait que la seconde catégorie de données est très rare, mais, heureusement, on dispose au niveau régional d'une série des taux d'embauchage et de cessation d'emploi. Celle-ci débute en 1953 et se termine en 1966, dernière année couverte par l'enquête du BFS<sup>9</sup>. On en trouvera une décomposition régionale dans le tableau XX. Deux aspects méritent d'être notés. D'abord, une tendance du taux de changement d'emplois de chaque région à diminuer au fil du temps. Ceci provient vraisemblablement de l'importance décroissante des industries et des secteurs «saisonniers» dans le total. Deuxièmement, les régions à fort chômage (provinces atlantiques, Québec et Colombie-Britannique) ont des taux de changement d'emplois plus élevés, le plus fort étant celui des provinces atlantiques. Avec une classification par industrie, la variation mensuelle des taux d'embauchage et de cessation d'emploi pour les industries forestières, manufacturières et de la construction était la plus prononcée au Québec

et dans les provinces atlantiques.

<sup>9</sup> La valeur absolue des taux d'embauchages et de séparation de chaque région est difficile à déterminer. Pour une année donnée, la différence entre les deux taux devrait correspondre approximativement au taux de croissance de l'emploi. Pourtant, elle était inférieure à .35 pour cent dans toutes les régions. Ou bien les taux d'embauchage sont sous-évalués, ou bien les taux de cessation d'emploi sont surevalués. Du fait de la méthode de collecte des données indiquée, c'est probablement la première possibilité qui se vérifie, à cause de l'omission de l'embauche occasionnelle. Ce biais ne devrait cependant guère affecter les comparaisons interrégionales mentionnées dans cette section.

Les données sur les changements d'emploi couvraient environ 70 pour cent de la main-d'œuvre; les principales catégories omises sont les fonctionnaires et les employés d'entreprises comptant moins de dix travailleurs.



une seconde étape de la comparaison, on s'intéresse à un niveau de la demande globale plus élevé que précédemment. Plus précisément, on recourt à quelque politique de transfert des dépenses pour que seules les régions où la demande est insuffisante profitent d'une augmentation de la demande globale; en conséquence, pour un même taux global de variation des salaires, le taux de chômage global devient inférieur.

Dans le premier calcul, on considère une moyenne pondérée des taux de chômage structurel de chaque région: 5.6, 5, 2.9, 3 et 3.3 pour cent pour les provinces atlantiques, le Québec, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique respectivement. On applique ces taux aux données sur la main-d'œuvre moyenne annuelle de chaque région. On obtient respectivement — en milliers — 654, 2 290, 3 032 1 351 et 836, ce qui nous donne une limite inférieure optimiste du taux global de 3.76 pour cent. Limite optimiste car elle est de l'ordre des valeurs les plus basses des taux de chômage structurel de chaque région et suppose que les politiques de gestion de la demande sont assez efficaces pour supprimer les déséquilibres des marchés régionaux du travail en maintenant V voisin de U dans chaque région. Selon une autre méthode d'évaluation possible, on suppose que les politiques de gestion de la demande ne sont pas aussi efficaces et on adopte arbitrairement comme objectifs réalisables des taux de chômage de 7.5, 5.5, 3.3, 3 et 4.5 pour cent pour les provinces atlantiques, le Québec, l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique respectivement. Dans ce cas, on prévoit une mauvaise tenue continue des investissements au Québec et dans les provinces atlantiques et une immigration considérable en Colombie-Britannique. On arrive à un taux global de 4.33 pour cent. À bien des égards, le taux global de chômage réalisable dépend des perspectives futures du Québec. Si, par exemple, l'évolution du Québec devait plus se rapprocher de celle de l'Ontario que de celle des provinces atlantiques — si son taux structurel diminuait de 5 à 4 pour cent — le premier taux calculé deviendrait 3.48 pour cent. C'est à dire qu'à une baisse de 1 pour cent du taux de chômage du Québec correspondrait une diminution du taux de chômage du pays légèrement supérieure à 0.25 pour cent.

Pour le second calcul, on considère l'année 1964, pour laquelle les emplois vacants et le chômage étaient approximativement en équilibre en Ontario tandis que les autres régions souffraient apparemment d'une insuffisance de la demande. Lorsqu'on applique les taux de chômage régionaux observés en 1964 aux données de main-d'œuvre de 1969, on obtient un taux de chômage global de 4.66 pour cent. Comparé au taux de 3.76 pour cent évalué précédemment, ce taux suggère que les déséquilibres de la demande régionale pour la main-d'œuvre, ou l'impossibilité d'avoir un plein-emploi simultanément dans toutes les régions, augmentent d'environ .9 pour cent le taux de chômage du pays. En fait, ce pourcentage mesure le coût inhérent aux défauts et frictions du marché, qui empêchent la demande globale de se répartir uniformément parmi les régions, et le gain que pourrait procurer l'application d'une politique fiscale régionale. Ce gain est potentiel parce que notre ignorance des structures du commerce interrégional ferait probablement obstacle à la réalisation du plein-emploi dans toutes les régions. Si, pour un taux donné de croissance des salaires, une politique fiscale régionale permettait de réduire le taux de chômage global de 0.5 pour cent, cela représenterait un résultat

8 On définit le taux « normal » comme le plus faible taux compatible avec un taux régulier d'inflation donné; il est fonction de l'efficacité avec laquelle les marchés du travail font concorder l'offre et la demande d'emplois. Pour une région donnée, on a supposé ce taux égal à celui que l'on obtient en posant l'égalité entre emplois vacants et chômage. Cependant, pour l'ensemble du pays, ce serait le taux auquel les variations de salaires commencent à s'accélérer; il serait fonction de l'insuffisance de la demande régionale et de l'efficacité du marché du travail régional. On cherche à déterminer de manière approximative l'importance quantitative de la proportion du taux normal attribuable à l'insuffisance de la demande régionale.

Notre analyse permet d'évaluer approximativement la portée des mesures destinées à modifier la demande régionale du point de vue de la réduction du taux de chômage « normal » de l'économie<sup>8</sup>. Il est utile de se demander, en posant plusieurs hypothèses quant au plein-emploi dans chaque région, quel serait le taux global de chômage si des mesures sélectives de demande devaient maintenir le plein-emploi dans chaque région, en comparaison de son niveau si seul l'Ontario, cœur industriel du pays, connaissait le plein-emploi. La différence entre les deux taux obtenus fournit une évaluation, en termes de hausse du taux de chômage global, du coût inhérent à une répartition inadéquate de la demande régionale. Dans

chômage par l'un ou l'autre moyen.

fiabiles des coûts à court et à long terme encourus pour réduire les écarts de Ceci relève cependant de la spéculation puisqu'on ne dispose pas d'évaluations fournir de meilleurs résultats, que les politiques destinées à modifier la demande. donné, les politiques de main-d'œuvre peuvent avoir plus de portée, et peut-être d'égalité des taux de chômage régionaux, ces chiffres suggèrent que, pour un coût différences de demande pour la main-d'œuvre. Du point de vue de l'objectif traduisent des différences caractéristiques de l'offre de main-d'œuvre plutôt que des tiers au moins de l'écart de chômage entre l'Ontario et les provinces de l'est de l'écart entre l'Ontario et le Québec. Pour donner un ordre de grandeur, deux entre les taux de chômage de l'Ontario et des provinces atlantiques et 65 pour cent différences d'efficacité du marché du travail expliquent 60 pour cent de l'écart au plein-emploi structurel dans les provinces atlantiques et au Québec, les respectifs de 5.9 et 5.2 pour cent représentent les taux de chômage correspondant atlantiques s'élevaient respectivement à 3.2, 6.3 et 7.8 pour cent. Si des taux En 1964, les taux de chômage observés en Ontario, au Québec et dans les provinces concerne le chômage structurel que du point de vue de l'insuffisance de la demande. beaucoup plus marquées (c'est-à-dire supérieures de 2 à 3 pour cent) en ce qui Les différences entre l'Ontario et les régions de l'est du Canada semblent chapitre, nous présenterons des données plus précises à ce sujet.

affecter le Québec et les provinces atlantiques. Dans la prochaine section du présent l'inefficacité du marché du travail, dont certaines semblent particulièrement d'œuvre. Ce ne sont là que quelques-unes des causes nombreuses et diverses de industries ont pu connaître des problèmes similaires quant à l'offre de main-main-d'œuvre dont souffre en hiver le secteur de la coupe de bois à pâte. D'autres les prestations saisonnières d'assurance-chômage ont contribué à la pénurie de une perte de revenu. Selon des employeurs du Québec et des provinces atlantiques, améliorer leurs revenus car le fait de travailler à plein temps signifierait pour eux bénéficiaires du bien-être social ne cherchent que des emplois à temps partiel pour bien-être. On peut citer des cas dans toutes les régions du Canada où des continue de meilleurs emplois, ou aux prestations d'assurance-chômage et de



chômage inférieurs sans encourir d'excédent de la demande pour sa main-d'œuvre et de hausses de salaires supérieures à la moyenne, sauf si les politiques de main-d'œuvre déplacent la courbe V-U vers l'intérieur. Mesuré de cette manière, le taux de chômage structurel s'élève à environ 5.7-5.9 pour cent dans les provinces atlantiques, 5.2 pour cent au Québec, 2.9 à 3.4 pour cent en Ontario, 3.1 à 3.5 pour cent dans les Prairies et 3.3 pour cent en Colombie-Britannique<sup>6</sup>. Par conséquent, ni l'objectif de taux de chômage régional égaux, ni l'opinion qu'ils représentent une condition « normale » de l'économie canadienne ne sont réalistes<sup>7</sup>. Ces disparités ne sont pas inévitables. Grâce à des mesures spéciales, les politiques de main-d'œuvre permettraient de les réduire ou de les supprimer. En attendant, on devrait être conscient de leur existence et des limites qu'elles imposent aux politiques de demande globale. En outre, du fait de ces écarts entre les taux régionaux, on ne pourra pas réaliser un objectif de chômage global de trois pour cent tout en évitant l'inflation.

Les marchés du travail semblent fonctionner de manière moins efficace au Québec et dans les provinces atlantiques pour de nombreuses raisons. Une certaine inefficacité provient sans aucun doute de la formation et de l'éducation inadéquates de la main-d'œuvre, qui se traduisent par la coexistence d'emplois qualifiés restant vacants et de chômage chez les travailleurs non qualifiés. Dans certaines industries, le progrès technique a réduit la demande pour la main-d'œuvre non qualifiée; l'utilisation de la scie mécanique dans les industries forestières en est un exemple. L'absence de mobilité de la main-d'œuvre représente un autre facteur important; elle peut être illustrée par la communauté de mineurs réduite au chômage à Belle Isle et les femmes mariées employées dans les poissonneries de la côte du Nouveau-Brunswick, qui ne voient pas intérêt à chercher du travail ailleurs durant la morte saison. Jusqu'à un certain point, les mesures destinées à faciliter les ajustements encouragent cette absence de mobilité. De nombreux emplois réclamant peu de qualifications, de serveuses ou de vendeurs à la commission par exemple, ne trouvent pas preneurs, ou seulement pendant une période très brève, parce que leurs faibles taux de rémunération les rendent peu intéressants par rapport à la recherche

<sup>6</sup> L'enquête sur les emplois vacants récemment instituée par Statistique Canada permettra de vérifier ces évaluations après un certain temps. Au moment où nous écrivons, on ne dispose que des données pour le troisième trimestre de 1971, et elles ne confirment pas les résultats indiqués ci-dessus. Étant donné la définition très stricte des emplois vacants dans l'enquête, le taux absolu d'emplois vacants calculé par Statistique Canada est nettement inférieur aux taux que nous mentionnons. Cependant, cette différence de définition n'affecte pas les comparaisons interrégionales. Pour le troisième trimestre de 1971, les provinces atlantiques avaient, pour les emplois à plein temps, un taux moyen d'emplois vacants légèrement supérieur à celui des autres régions et le taux des emplois vacants à long terme y était le plus élevé. D'un autre côté, le Québec avait le plus faible taux d'emplois vacants. Pour la région atlantique, la combinaison d'une durée de chômage supérieure à la moyenne et du taux d'emplois vacants à long terme établit peut-être l'équilibre du marché du travail à proximité de la bissectrice.

<sup>7</sup> On a essayé de prendre comme une variable de salaires en évaluant le taux de chômage « normal » de chaque région. Ce taux est celui auquel les variations de salaires sont indépendantes du niveau du chômage régional. Sa définition était de la forme  $W_i - W_{i-1} = a + bU_i$ , où  $W_i$  représente le taux annuel de variation des salaires et  $W_{i-1}$  le même taux décalé d'une année. Nous n'avons pas indiqué ces résultats car les données ne conviennent manifestement pas à ce concept d'équilibre à long terme. Compte tenu de cet avertissement, les taux « normaux » obtenus (égaux à -a/b ci-dessus) étaient les suivants: région atlantique, 8 à 9 pour cent; Québec, 7 à 7.5 pour cent; Ontario, 4 à 4.2 pour cent; Manitoba, 3.5 à 4 pour cent; Saskatchewan, 2.6 à 3 pour cent; Alberta, 2.2 à 3.5 pour cent; et Colombie-Britannique, 5.3 à 5.6 pour cent. Les résultats varient selon la période et la série de salaires utilisées.

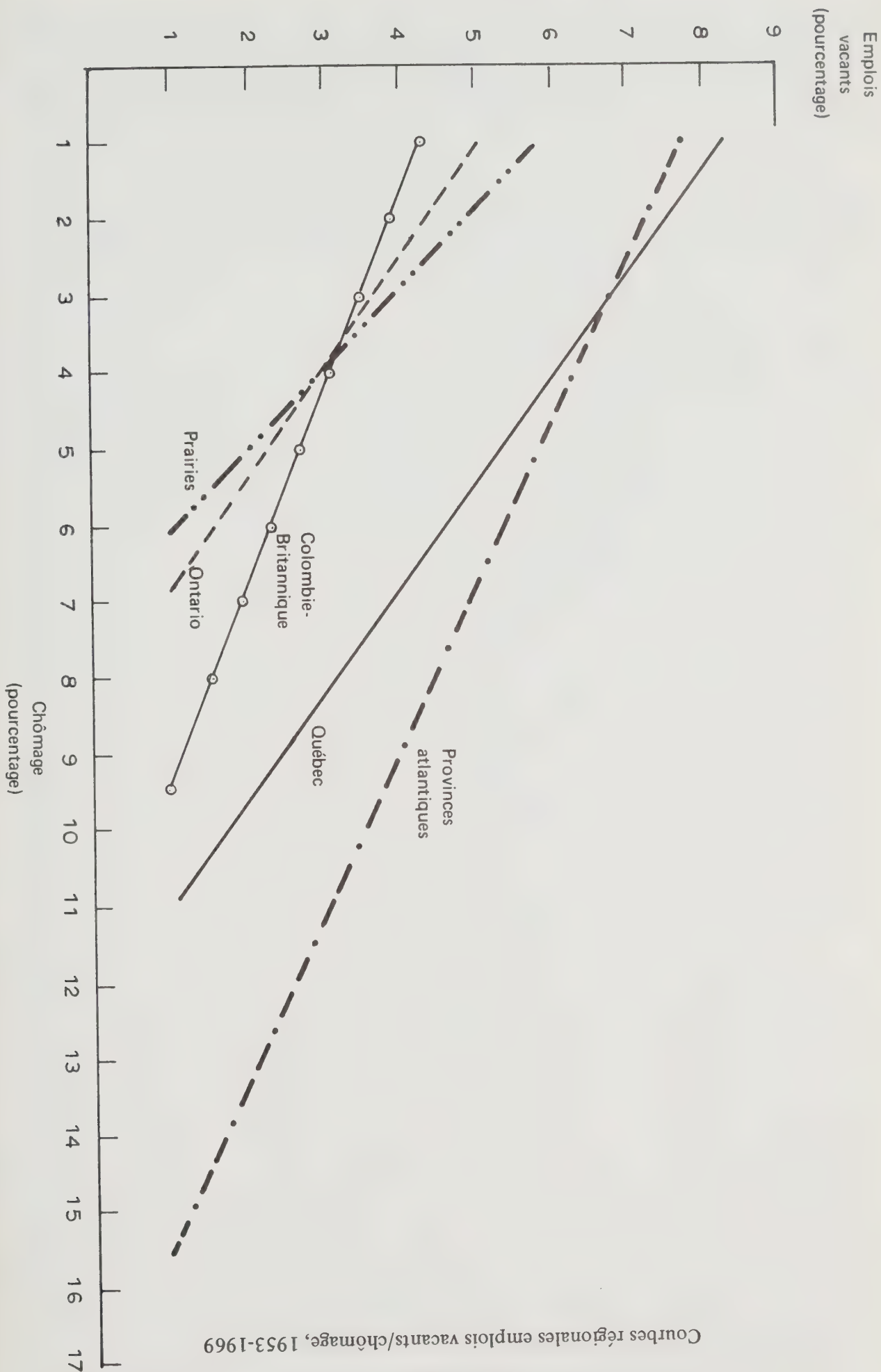


variations de salaires ne connaîtraient ni accélération ni ralentissement, et que l'équilibre approximatif de la demande et de l'offre de main-d'œuvre se traduirait par un taux régulier de croissance des salaires de 3 à 4 pour cent par an. Les données globales sur les salaires et le chômage tendent à confirmer le bien-fondé de ce critère de plein emploi. En 1964, les variations moyennes des salaires s'établirent à un peu moins de 4 pour cent, tandis que le taux de chômage global s'élevait à 4.7 pour cent. Dans la mesure où on peut considérer 1964 comme une année de plein emploi approximatif où les pressions de la demande globale n'étaient ni excessives ni insuffisantes, les emplois vacants étaient approximativement égaux au chômage dans l'Ontario et les Prairies et moindres dans les autres régions. Puisque les salaires s'élevaient à peu près au même rythme dans toutes les régions, la méthode consistant à considérer comme égaux les emplois vacants et le chômage implique que les variations de salaires dans les régions à fort chômage ne croissent pas si l'égalité des emplois vacants et du chômage y résulte d'une demande plus élevée pour la main-d'œuvre. Selon ce critère, l'élimination de l'insuffisance de la demande dans les provinces atlantiques, au Québec et en Colombie-Britannique y aurait respectivement réduit les taux de chômage de 2, 1 et 2 points procentuels<sup>5</sup>. Ceci correspond aux gains maxima réalisables car, si les régions à fort chômage sont en équilibre pour des valeurs inférieures du rapport V-U, l'augmentation de la demande pour la main-d'œuvre se traduira par une hausse de salaires plutôt que par une baisse de chômage. On appelle taux de chômage structurel les taux calculés en supposant l'égalité des taux d'emplois vacants et de chômage, car la région ne peut jouir de taux de

<sup>5</sup> Quoique l'égalité des taux d'emplois vacants et de chômage semble une définition raisonnable de l'équilibre du marché du travail, les travaux récents sur la théorie du chômage frictionnel et de la recherche des emplois la remettent partiellement en question. Cf. C. Holt, «Improving the Labor Market Trade-Off between Inflation and Unemployment», *American Economic Review*, mai 1969.

Quel que soit le niveau de la demande globale pour la main-d'œuvre, sur la courbe emplois vacants-chômage résultant du fonctionnement du marché régional du travail, les totaux des embauchages et des cessations d'emplois, ajustés en fonction de la croissance tendancielle de l'emploi, tendront à s'équilibrer. Si on ne tient pas compte des travailleurs qui entrent dans la main-d'œuvre et qui en sortent, le produit du taux de chômage,  $T d^u = U$ ; et le produit du taux d'embauchage par la durée moyenne des emplois vacants est égal au taux des cessations d'emploi,  $H d^v = V$ . Par conséquent, lorsque les embauchages tendent à égaliser les cessations d'emploi, le rapport entre V et U est proportionnel au rapport entre la durée moyenne des emplois vacants et la durée moyenne du chômage. La bissectrice tracée sur le graphique 6 suppose donc implicitement que les emplois vacants et le chômage ont une durée moyenne identique. Cependant, si la période moyenne de recherche était plus longue dans les provinces atlantiques qu'en Ontario, les employeurs trouvant plus facilement des travailleurs que les chômeurs des emplois, la ligne d'équilibre serait au-dessus de la bissectrice pour l'Ontario et en dessous pour les provinces atlantiques. Par conséquent, on devrait ajuster à la baisse le taux de chômage structurel mesuré pour l'Ontario et à la hausse celui mesuré pour les provinces atlantiques. Ainsi, les nouvelles révisions de la Loi sur la Commission d'assurance-chômage, qui prolongent la durée d'éligibilité dans les régions à fort chômage, peuvent se justifier par le fait que la période de recherche est plus longue dans ces régions. Il convient de noter un autre défaut possible de nos méthodes d'évaluation. Si, au Québec et dans les provinces atlantiques, les employeurs estimaient que les travailleurs disponibles ne convenaient pas aux emplois vacants, ils ont pu recourir dans une moindre mesure aux services des CMC que dans les autres régions. Cette attitude causerait un biais vers le bas des séries des emplois vacants et ce qui semble un problème de demande serait en réalité un problème structurel. On ne dispose pas de données permettant de déterminer l'importance de ce phénomène.





<sup>4</sup>J.T. Montague et J. Vanderkamp, *A Study in Labour Market Adjustment*, Institute of Industrial Relations, Université de Colombie-Britannique, 1966. En page 20, les auteurs remarquent que, si le taux de chômage de la Colombie-Britannique a baissé de 10 à un peu plus de 4 pour cent entre 1961 et 1965, l'immigration en provenance des autres provinces y est passée de -1 000 en 1961 à 25 000 en 1964-1965. En même temps, l'immigration à partir des pays étrangers a augmenté de 1 000 à 6 000.

Afin d'étudier le schéma de répartition de la demande parmi les régions et de distinguer entre l'insuffisance de la demande et l'inefficacité du marché du travail en tant que causes du chômage régional, on doit déterminer les coordonnées V-U pour lesquelles les marchés régionaux du travail sont en équilibre. À titre d'exemple, on définit le plein emploi régional comme le niveau de chômage auquel les taux de chômage et d'emplois vacants se compensent exactement. On peut mesurer ces taux de chômage d'équilibre en traçant la bissectrice du plan V-U dans le graphique 6 et en résolvant les équations du tableau XIX en fonction de U avec  $U = V$ . La notion d'un taux de chômage d'équilibre implique qu'à ce taux, les

soit largement indépendant du niveau de la demande pour la main-d'œuvre<sup>4</sup>.  
 durant les périodes de forte croissance de la demande pour la main-d'œuvre ou qu'il peut que l'excédent de l'offre de travail en Colombie-Britannique se manifeste plus de l'emploi de se refléter pleinement dans une diminution du taux de chômage. Il se Britannique empêchent toute augmentation de la demande pour la main-d'œuvre et provient peut-être de ce que l'attrait et la facilité de l'immigration en Colombie-faible coefficient d'interception, a également la pente la moins prononcée. Ceci Contrairement aux prévisions, la courbe de la Colombie-Britannique, qui a le plus provinces atlantiques se trouveraient derniers par rapport aux trois autres régions. classait les régions selon l'efficacité des marchés du travail, le Québec et les prononcées que celles de l'Ontario et des Prairies. Ces résultats suggèrent que, si l'on régions. Celles du Québec et des provinces atlantiques ont des pentes moins voisines les unes des autres, mais relativement éloignées de celles des deux autres courbes de la Colombie-Britannique, des Prairies et de l'Ontario sont relativement atlantiques et du Québec sont les plus éloignées de l'origine dans le plan V-U. Les Le tableau XIX et le graphique 6 montrent bien que les courbes des provinces conséquences sont compatibles avec celles envisagées dans le chapitre trois.

vacants devraient y trouver plus rapidement preneur que dans les autres régions. Ces une région où l'insuffisance de la demande est supérieure à la moyenne, les emplois celle des autres régions. Quand la demande et les emplois vacants augmentent dans la demande supérieure à la moyenne devrait avoir une pente moins prononcée que régions. De même, la fonction V-U des régions qui connaissent une insuffisance de demande d'emplois aura une courbe V-U plus éloignée de l'origine que les autres moyenne et où il est plus difficile qu'ailleurs de faire concorder l'offre et la suggèrent qu'une région où les cessations d'emploi volontaires sont supérieures à la l'on puisse vérifier ces hypothèses. Mais, si elles sont généralement exactes, elles les changements d'emploi au Canada ne sont pas suffisamment détaillées pour que diminue et les emplois vacants ne changent pas). Malheureusement, les données sur effet vis-à-vis des cessations d'emploi forcées (l'emploi augmente, le chômage augmentent, le chômage diminue), et les réembauchages ont probablement le même jouent à l'inverse des cessations d'emploi volontaires (l'emploi et les emplois vacants



Il semble maintenant utile de considérer les enseignements que nous pouvons tirer de la position et de la pente de la courbe V-U du point de vue du fonctionnement des marchés du travail régionaux. Premièrement, les caractéristiques de renouvellement de la main-d'œuvre affectent la fonction V-U. Si on suppose que les taux de participation à la main-d'œuvre restent constants, les cessations d'emploi volontaires réduisent l'emploi et augmentent d'autant le chômage et les emplois vacants. Les cessations d'emploi forcées affectent l'emploi et le chômage de manière égale et opposée, mais sans influencer directement sur le niveau des emplois vacants. Du point de vue de l'embauche sur le marché du travail, les nouveaux embauchages

Remarques: (1) Dans le premier système d'équations, on a effectué la régression des taux régionaux d'emplois vacants par rapport aux taux de chômage régionaux. Dans le second, on a ajouté une tendance chronologique.  
(2)  $R^2$  = valeur corrigée de  $R^2$ ; D.W. = paramètre de Durbin-Watson.  
(3)  $U_s$  représente une valeur approximative d'un taux de chômage de plein-emploi dans chaque région. On l'obtient en fixant le taux de chômage égal aux taux d'emplois vacants dans l'équation de régression. Comme la tendance chronologique du second système d'équations est négligeable pour toutes les régions sauf l'Ontario, on n'en a pas tenu compte lors de ces calculs. La tendance chronologique relevée pour l'Ontario est d'une interprétation difficile car elle implique une détérioration continue du taux de chômage de la province. La faiblesse du paramètre de Durbin-Watson dans le cas de l'Ontario jette aussi un certain doute sur les évaluations concernant cette province. Il semble probable que le taux de 2.9 pour cent obtenu sous-estime le taux de plein emploi de l'Ontario.

II					
V	K	U	t	$R^2$	D.W.
Région atlantique	8.39 (12.30)	-0.42 (-5.05)	-0.07 (1.36)	0.77	1.38
Québec	9.07 (9.14)	-0.74 (-4.76)	0.0008 (0.01)	0.68	1.22
Ontario	5.22 (14.83)	-0.82 (-9.45)	0.14 (5.52)	0.89	3.01
Prairies	6.96 (8.85)	-1.14 (-0.423)	0.08 (1.35)	0.58	1.60
Colombie-Britannique	4.52 (8.65)	-0.40 (-4.55)	0.01 (0.27)	0.63	1.30
$U_s$					3.23

I					
V	K	U	$R^2$	D.W.	$U_s$
Région atlantique	8.36 (11.81)	-0.48 (-6.06)	0.75	1.17	5.65%
Québec	9.07 (9.08)	-0.74 (-4.41)	0.71	1.22	5.2
Ontario	5.83 (9.60)	-0.71 (-5.46)	0.61	0.82	3.4
Prairies	6.97 (8.55)	-0.97 (-3.93)	0.55	1.42	3.52
Colombie-Britannique	4.55 (9.40)	-0.39 (-4.95)	0.66	1.31	3.27
$U_s$					

TABLÉAU XIX  
Régressions régionales, emplois vacants-chômage,  
1953-1966

Evaluation des taux d'emplois vacants et de chômage,  
par région, 1953-1969

TABLEAU XVIII

Année	Région atlantique		Québec		Ontario		Prairies		Colombie- Britannique	
	V	U	V	U	V	U	V	U	V	U
1953	4.87	5.5	5.07	3.8	3.53	2.1	4.52	1.9	2.66	4.0
1954	5.43	6.6	3.87	5.9	2.35	3.8	3.24	2.5	1.61	5.2
1955	5.45	6.5	5.34	6.2	2.67	3.2	3.57	3.1	2.68	3.8
1956	6.94	6.0	7.17	5.0	4.52	2.4	6.10	2.2	4.40	2.8
1957	4.60	8.4	4.60	6.0	2.92	3.4	4.85	2.6	3.19	5.0
1958	3.18	12.5	2.67	8.8	1.98	5.4	3.09	4.1	1.42	8.6
1959	3.25	10.9	3.38	7.8	2.37	4.5	3.46	3.2	1.81	6.5
1960	2.88	10.7	2.48	9.1	2.16	5.4	3.45	4.2	1.67	8.5
1961	2.62	11.2	2.20	9.2	1.97	5.5	2.48	4.6	1.42	8.5
1962	3.06	10.7	2.89	7.5	2.68	4.3	2.59	3.9	1.47	6.6
1963	3.70	9.5	3.33	7.5	3.66	3.8	3.48	3.7	1.66	6.4
1964	4.08	7.8	4.08	6.4	4.12	3.2	3.85	3.1	2.29	5.3
1965	4.41	7.4	5.40	5.4	5.34	2.5	5.40	2.5	3.06	4.2
1966	4.71	6.4	5.62	4.7	5.17	2.5	5.66	2.1	2.88	4.5
1967	4.55	6.6	5.17	5.3	4.82	3.1	5.51	2.3	2.65	5.1
1968	4.19	7.3	4.29	6.5	4.63	3.5	4.79	3.0	2.34	5.9
1969	3.99	7.6	3.99	6.9	5.1	3.1	4.98	2.9	2.71	5.0

Remarques : (1) Les taux de chômage sont ceux évalués par Statistique-Canada dans l'enquête sur la main-d'œuvre.  
(2) On a calculé les taux des emplois vacants pour 1953-1966 à l'aide des facteurs d'extrapolation décrits dans le texte, pp. 156-158, appliqués aux données régionales des CMC et, précédemment, du Service national de l'emploi. Pour les années 1967-1968, on a évalué les taux des emplois vacants à partir des régressions indiquées dans le tableau XIX.

On a certaines raisons de croire que cette relation devrait s'exprimer par une fonction curviligne; c'est pourquoi on a initialement présenté les équations sous une forme logarithmique. Pourtant les transformations logarithmiques des variables fournissent des résultats peu satisfaisants; ceci peut provenir de l'absence de données pour les cas extrêmes où la non-linéarité devient de plus en plus importante. Par conséquent, les données n'ont pas confirmé la prévision selon laquelle la fonction aurait approximativement la forme d'une hyperbole rectangulaire ( $V \cdot U = K$ , constante). Une droite de pente négative représente une meilleure approximation, très vraisemblablement à cause de l'absence de données extrêmes pour V ou U.

Étant donné que la stabilité de cette fonction présente un certain intérêt, on a ajouté une tendance chronologique simple au taux de chômage en tant que variable indépendante. Le tableau XIX indique que, sauf dans le cas de l'Ontario, pour lequel elle est faiblement positive, la tendance chronologique est loin d'être significative dans toute région et n'exerce que peu d'effet sur la valeur du coefficient de la variable du chômage. Compte tenu du faible nombre de données annuelles disponibles pour ces régressions, les fonctions obtenues sont raisonnablement satisfaisantes et pourront servir de fondement à une analyse plus approfondie.



on a extrapolé les données brutes sur les emplois vacants pour obtenir une évaluation du nombre total d'emplois vacants dans une région<sup>2</sup>. Le rapport entre les emplois vacants  $V$  et les taux d'embauchage  $h$ , tous deux exprimés en proportion de l'emploi, indique la durée moyenne,  $d^V$ , de la série sur les emplois vacants:  $d^V = V/h^3$ . Si,  $N$  représente les données des Centres de Main-d'Oeuvre et  $T$  le total

correspondant pour toute région, on a:  $\frac{V_N}{V_T} = \frac{d_V}{d_T} \cdot \frac{h_N}{h_T}$ . Ainsi, le rapport entre les

emplois vacants enregistrés dans les CMC et le total des emplois vacants sera proportionnel au rapport entre les emballages enregistrés par les CMC et le total

des embauchages, et directement proportionnel si la durée normale du total des emplois vacants est égale à la durée moyenne des emplois vacants dans les CMC. Il

est difficile de se prononcer sur cette hypothèse de causes égales. D'une part, on a pu s'adresser dans une mesure disproportionnée aux CMC pour les postes les plus difficiles à combler. Ce qui tendrait à allonger la durée des emplois vacants. D'autre

part, les CMC reçoivent un plus grand nombre de demandes d'emploi qu'un employeur, ce qui tendrait à réduire la durée des emplois vacants. On ne connaît pas

le résultat net de ces effets opposés. Dans la mesure où ils ne s'annulent pas l'un l'autre, l'estimation du niveau absolu des emplois vacants dans une région peut être

biaisé vers le haut ou vers le bas; néanmoins, si l'ampleur de ce biais était constante dans le temps ou dans l'espace, les comparaisons de période à période ou de région à

le nombre moyen d'emplois annuellement vacants dans une région est égal à :

$h_T \left( \frac{F}{P} \right)^{N_T} V^{N_T}$ , où  $h_T$  représente le taux moyen d'embauchage par an pour toutes les industries de la région.  $F$  l'emploi annuel moyen dans la région.  $P_N$  le nombre

industries de la région, le  $\text{P}_{N/E}$  empirique moyen dans la région,  $\text{P}_{N/E}$  le taux moyen de placements effectués chaque année par les CMC, et  $\text{P}_{N/E}$  le taux d'embauchage mesuré par les CMC. Afin de transformer les données sur les emplois

vacants en un taux comparable à celui du chômage, on les a divisées par la main-d'œuvre annuelle moyenne, L.F. On a ainsi obtenu le facteur d'extrapolation,

$\frac{E}{h\nu}$ , à partir duquel furent calculés les taux d'emplois vacants présentés dans

le tableau XVIII. Ce tableau indique également les taux moyens de chômage annuels, U, pour chaque région.

Les évaluations des emplois vacants prennent fin en 1966, date à laquelle le BFS a cessé de recueillir des données sur les commencements et sur les cessations

d'emploi. On a effectué des régressions des taux régionaux des emplois vacants par rapport aux taux de chômage régionaux afin de connaître de façon plus précise la relation entre ces deux variables de 1953 à 1965. Le tableau XIX indique les

relation entre ces deux variables de 1955 à 1965. Le tableau XIX indique les équations ainsi obtenues, sur lesquelles on s'est fondé pour calculer les emplois vacants pendant la période 1967-1969.

2p. Penz, *Structural Unemployment*, Service de l'élaboration des programmes, Ministère de la Main-d'œuvre et de l'immigration, 1969.

Puisque les emplois vacants et les embauchages sont mesurés sur une base mensuelle, cette durée sera exprimée en mois.

94 ASPECTS RÉGIONAUX DE L'INFLATION ET DU CHÔMAGE

secteur manufacturier de différentes régions et d'autres données confirmant l'hypothèse structurelle. Nous envisagerons également de manière brève les différences régionales du point de vue de la saisonnalité et les incitations au chômage volontaire.

### *Emplois vacants et chômage, au niveau régional*

Une vive controverse s'est développée au début des années 1960 à propos de l'importance relative de l'insuffisance de la demande globale et de l'inefficacité du marché du travail en tant qu'explications des niveaux élevés de chômage. On conclut de ce débat que l'étude des caractéristiques des chômeurs ne pouvait fournir que très peu de renseignements quant aux causes du chômage. Le problème réside dans l'impossibilité de prédire toute différence appréciable dans la configuration du chômage selon que celui-ci résulte de l'un ou l'autre facteur. En cas d'insuffisance de la demande globale, les méthodes sélectives de recrutement des employeurs se traduiraient vraisemblablement par une structure de chômage identique à celle qui résulterait d'importants déséquilibres entre la demande et l'offre de main-d'œuvre<sup>1</sup>. De plus, la durée de chômage supérieure à la moyenne dans les régions à fort chômage serait compatible avec l'hypothèse de l'insuffisance de la demande et avec celle de l'inefficacité structurelle. Ces durées plus prolongées pourraient être la cause ou la conséquence de taux de chômage supérieurs à la moyenne.

L'absence de mesures distinctes de l'importance de l'excédent de l'offre ou de la demande sur certains ou tous les marchés du travail a toujours représenté le plus grand obstacle à la recherche des causes du chômage. Par exemple, si le chômage supérieur d'une région provenait d'une insuffisance de la demande, le nombre d'emplois vacants dans cette région ne devrait pas être supérieur au chômage, même pendant les périodes de forte activité économique globale. Etant donné cette nécessité primordiale de disposer d'une évaluation fiable de la demande pour la main-d'œuvre, on a bâti une série régionale des emplois vacants afin de comparer le degré de non satisfaction de la demande pour la main-d'œuvre dans chaque grande région. On s'est essentiellement fondé sur une décomposition régionale du nombre de demandes adressées au Service national de l'emploi, puis aux Centres de Main-d'œuvre du Canada, au cours de la période 1953-1968. À cause de problèmes de frontières, on a regroupé les quatre provinces des maritimes en « Région atlantique » et l'Alberta, la Saskatchewan et le Manitoba en « Région des prairies ». Les autres séries concernent le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. Etant donné que ces statistiques ne représentaient qu'une fraction du nombre total d'emplois enregistrés dans une région donnée, on a effectué des ajustements à l'aide de ce que les centres de main-d'œuvre appellent leur « taux de pénétration », c'est à dire le rapport entre le nombre d'emplois réalisés par l'intermédiaire des services de placements gouvernementaux et le nombre total d'emplois réalisés dans une région. Selon une méthode employée par Penz dans son étude sur le chômage structurel au Canada,

<sup>1</sup> On trouvera une étude plus approfondie de ce phénomène dans R. Lipsey, « Structural and Deficient-Demand Unemployment Reconsidered », in A. Ross, ed. *Employment Policy and the Labor Market*, University of California Press, Berkeley et Los Angeles, 1967.



relativement inférieur d'emplois trouvant preneur. Ainsi, pour un taux donné de variation des salaires, l'offre et la demande pour la main-d'œuvre régionale s'équilibreront à des niveaux de chômage différents selon les régions.

En vertu de cette hypothèse, l'objectif de taux de chômage égaux dans toutes les régions n'est ni réaliste à court terme ni approprié aux politiques de demande globale. Au contraire, les politiques de main-d'œuvre destinées à refondre la composition de la main-d'œuvre sont nécessaires pour modifier l'offre réelle de main-d'œuvre dans la région. Des mesures conçues pour modifier les caractéristiques de mobilité, de formation, d'éducation et de renouvellement de la main-d'œuvre régionale sont plus appropriées que celles dont le but est d'accroître la demande pour la main-d'œuvre.

La différence entre cette conception et l'hypothèse de l'insuffisance de la demande ne tient qu'à une question de niveau auquel on se place puisque la distinction entre le chômage structurel et le chômage dû à l'insuffisance de la demande est plutôt vague du point de vue conceptuel. Les deux types de chômage impliquent un mauvais ajustement des salaires. Le chômage structurel naît du fait que les salaires relatifs ne s'ajustent pas aux conditions particulières d'excédent de la demande ou de l'offre de main-d'œuvre qui prévalent sur le marché du travail. L'hypothèse de l'insuffisance de la demande se fonde sur l'incapacité des niveaux de salaires moyens à réagir à un excédent généralisé de l'offre de main-d'œuvre. À partir d'un certain point, ces deux hypothèses cessent d'être rivales pour se confondre en une seule explication.

Dans le chapitre trois, nous avons vu comment on peut évaluer l'efficacité du marché du travail et la validité de l'explication structurelle en examinant les emplois vacants et le chômage dans une région. Les marchés du travail inefficaces se caractérisent par la coexistence de niveaux relativement élevés des emplois vacants avec un taux de chômage donné. Cette inefficacité peut provenir de multiples raisons, dont deux particulièrement importantes. Premièrement, la simple non-concordance, selon laquelle les travailleurs en chômage forcé ne répondent pas aux exigences des emplois vacants. Deuxièmement, une cause mentionnée dans le chapitre quatre, à savoir que les chômeurs «volontaires» s'intéressent aux secteurs à hauts salaires tandis que des postes restent vacants dans les secteurs à moins hauts salaires. Dans chaque cas, une structure inappropriée des salaires relatifs, source d'inefficacité du marché du travail, se traduit par un chômage supérieur dans certaines régions.

Dans la section suivante, nous essayerons d'évaluer les différences régionales dans l'efficacité des marchés du travail et dans la répartition de la demande pour la main-d'œuvre. À partir des résultats obtenus, nous proposerons certaines réponses aux questions de politique économique suivantes: (1) quelle pourrait être la configuration des écarts régionaux de chômage correspondant à une situation d'équilibre; (2) dans quelle mesure les politiques fiscales régionales peuvent-elles contribuer à atteindre ces taux de chômage; (3) à la lumière de ces données régionales sur le renouvellement de la main-d'œuvre et la durée du chômage, considérées comme un moyen d'expliquer les différences d'efficacité des marchés régionaux du travail, quel serait un objectif réalisable de plein-emploi au niveau du pays. Le chapitre se terminera par un examen des ajustements de l'emploi dans le

# chapitre cinq

## EFFICACITÉ DES MARCHÉS DU TRAVAIL RÉGIONAUX

### *Introduction*

Dans le chapitre quatre, nous sommes concentrés sur l'explication des taux supérieurs de chômage régional en termes de rigidité des salaires et d'insuffisance de la demande. Les résultats obtenus à partir des courbes de Phillips et de l'analyse des structures de salaires nous a conduit à la conclusion que cette hypothèse n'expliquait guère la variation des taux de chômage régionaux. Cependant, cette affirmation étant très difficile à vérifier, nous ne l'avons pas rejetée de façon catégorique.

Dans le présent chapitre, nous considérerons une autre explication possible, à savoir une hypothèse structurelle qui attire l'attention sur les rigidités des marchés du travail régionaux sous l'angle de l'offre plutôt que de la demande. Selon cette conception, la demande globale se diffuse assez uniformément dans toutes les régions, mais, du fait de la difficulté à faire concorder l'offre et la demande d'emplois, un accroissement donné de la demande pour la main-d'œuvre fournit moins d'emplois aux chômeurs dans les régions à fort chômage que dans les autres régions. En bref, lors d'augmentations de la demande pour leurs produits, les employeurs situés dans les régions à fort chômage trouvent plus difficile de recruter — ou sont moins enclins à retenir — la main-d'œuvre dans leur région. De leur côté, les employés sont plus susceptibles de quitter leur emploi et les chômeurs ont moins de chances de retrouver rapidement un emploi que dans les autres régions. Exprimé en proportion de la main-d'œuvre, le nombre d'emplois total — l'emploi courant plus les emplois restant vacants — peut être à peu près le même dans toutes les régions. Pourtant, dans les régions à fort chômage, les marchés du travail, mal organisés, traduisent ce niveau de la demande pour la main-d'œuvre en un nombre





Source: Ministère du Travail, *Taux de salaires, traitements et heures de travail*.  
Remarques: (1) On mesure la dispersion comme le rapport entre l'éventail de 80 pour cent des salaires et le salaire moyen dans chaque métier et province.

Hôtels – Moins de 200 employés					
TABLEAU XVII (suite)					
Année	Terre-Neuve	Nouvelle Ecosse	Nouveau Brunswick	Québec	Ontario
Métier					
Barman	1968	—	.371	.135	.161
	1969	—	.373	.401	.695
	1970	—	.278	—	.710
	1968	—	—	.083	.410
	1969	—	.059	.289	.625
	1970	—	.097	—	.460
Gargon de table	1968	—	—	.530	.484
	1969	—	.484	.548	.428
	1970	—	.428	.537	.518
	1968	—	.223	.278	.344
	1969	—	.144	.360	—
	1970	—	.360	—	.430
Femme de chambre	1968	—	.410	.493	.421
	1969	—	.421	.470	.470
	1970	—	.470	.421	.470
	1968	—	.493	.421	.470
	1969	—	.421	.470	.421
	1970	—	.470	.421	.470



TABLEAU XVII (suite)

## Construction et réparation de navires

Métier	Nouvelle Terre-Neuve	Écosse	Brunswick	Québec	Ontario	Année
Gréur	1968	—	.448	—	.049	.098
	1969	—	.262	—	.045	.168
	1970	—	.214	—	.069	.178
	1968	—	.421	—	.059	.117
	1969	—	.376	—	.065	.092
	1970	—	.177	—	.053	.186
Manœuvre	1968	—	—	—	—	—
	1969	—	—	—	—	—
	1970	—	—	—	—	—
	1968	—	—	—	—	—
	1969	—	—	—	—	—
	1970	—	—	—	—	—
Electricité	1968	—	.147	—	.156	.115
	1969	.188	.149	—	.157	.094
	1970	.210	.105	—	.080	.097
	1968	—	.155	—	.076	.219
	1969	—	.140	—	.076	.220
	1970	—	.130	—	.071	.230
Réparateur de compteurs	1968	—	—	—	—	—
	1969	—	—	—	—	—
	1970	—	—	—	—	—
	1968	—	.124	—	.100	.247
	1969	.224	.131	—	.102	.247
	1970	—	.278	—	.092	.245
Hôpitaux	1968	.084	.277	.175	.208	.282
	1969	.062	.327	.324	.241	.179
	1970	.078	.280	.270	.260	.217
	1968	.170	.319	.291	.213	.366
	1969	.184	.327	—	.302	.383
	1970	.174	.290	.136	.449	.435
Technicien en radio-graphie	1968	—	.316	—	.285	.264
	1969	—	.503	.088	.223	.290
	1970	—	.348	.316	.232	.316
Manœuvre	1968	—	—	—	—	—
	1969	—	—	—	—	—
	1970	—	—	—	—	—
Nettoyage, blanchissage, nettoyage et pressage	1968	.075	.449	—	.500	.386
	1969	—	.388	—	.676	.665
	1970	—	.433	—	.483	.580
Essoreur	1968	—	.158	—	.611	.386
	1969	—	.189	—	.487	.352
	1970	—	.304	—	.620	.410
Marqueur	1968	—	.522	—	.384	.261
	1969	—	.310	—	.376	.208
	1970	—	.284	—	.302	.228

TABLEAU XVII (suite)

Papier-journal						
Année	Terre-Neuve	Nouvelle Écosse	Nouveau Brunswick	Québec	Ontario	Métier
1968	.295	—	—	.205	.275	Conducteur de machine
1969	.119	—	—	.229	.242	
1970	.162	—	—	.202	.244	
1968	.087	—	—	.291	.243	Troisième main
1969	.109	—	—	.044	.213	
1970	.149	—	—	.190	.221	
1968	.035	—	—	.110	.160	Sixième main
1969	.063	—	—	.175	.112	
1970	.072	—	—	.135	.134	
Autres pâtes et papiers						
1968	—	—	—	.437	.226	Conducteur de machine
1969	—	—	—	.303	.311	
1970	—	—	.135	.510	.335	
1968	—	—	—	.350	.267	Conducteur de machine à forme ronde
1969	—	—	—	.249	.024	
1970	—	—	.052	.250	.250	
1968	—	—	.398	.184	.130	Essayeur de papier
1969	—	—	.085	.199	.159	
1970	—	—	.503	.209	.145	
Occupations des métiers de l'entretien, des services et des manœuvres (pâtes et papiers)						
1968	.011	.387	.189	.221	.146	Machiniste
1969	—	.376	.174	.204	.155	
1970	—	.396	.259	.210	.227	
1968	—	.580	.312	.246	.164	Chauffeur de machine fixe
1969	—	—	.268	.170	.133	
1970	—	.516	.151	.269	.189	
1968	—	.407	.134	.125	.085	Manœuvre
1969	—	.401	.113	.108	.072	
1970	—	.449	.082	.160	.103	
Construction et réparation de navires						
1968	—	.407	—	.046	.221	Machiniste
1969	—	.252	—	.046	.110	
1970	—	.324	.090	.045	.244	



TABLEAU XVII (suite)

Bas, chaussettes et autres tricotés

Terre-Neuve		Nouvelle Ecosse		Nouveau-Brunswick		Québec		Ontario		Métier		Année
Opération manuelle, femme		—		.314		—		.414		.340		1968
		—		.238		—		.252		.250		1969
		—		.163		—		.239		.296		1970
Sciéries												
Mécanicien-ajusteur		—		—		.200		.393		.565		1968
		—		—		.246		.468		.432		1969
		—		.310		.088		.357		.459		1970
Trieur (tireur)		—		.210		.300		.314		.432		1968
		—		.261		.260		.316		.454		1969
		—		.294		.370		.330		.410		1970
Manœuvre		—		.808		.347		.389		.471		1968
		—		.299		.348		.280		.317		1969
		—		.270		.333		.296		.388		1970
Portes, chassiss et moulins de rabotage												
Ebéniste		—		.411		—		.370		.384		1968
		—		.344		—		.352		.465		1969
		—		.187		—		.487		.646		1970
Expéditeur		—		—		—		.474		.487		1968
		—		.437		—		.398		.468		1969
		—		.478		—		.450		.620		1970
Emplieur		—		.373		.151		.237		.412		1968
		—		.327		—		.276		.362		1969
		—		.470		—		.290		.360		1970
Pâtes à papier												
Conducteur de lessiveur (cuisieur)		—		—		.202		.240		.125		1968
		—		—		.183		.198		.098		1969
		—		.038		.217		.210		.180		1970
Acideur		—		.155		.123		.210		.125		1968
		—		.157		.093		.163		.108		1969
		—		.204		.067		.127		.100		1970
Conducteur de défibreur		.044		.585		—		.285		.094		1968
		—		.551		.053		.173		.123		1969
		—		.515		.128		.090		.148		1970

chômage régional. Ceci ne veut cependant pas dire que les imperfections des marchés du travail soient sans importance; dans cette section, nous avons attiré l'attention sur certaines conséquences de l'interaction de marchés du travail «parfaits» et «imparfaits». Nous n'en avons pas fini avec cette question. Dans le chapitre cinq nous établirons le lien entre le concept d'efficacité du marché du travail et le type d'interaction que nous venons d'envisager.

TABLEAU XVII

Dispersion des salaires de différents métiers, par industrie, dans les provinces de l'est, 1968-1970

Industrie du poisson					
Année	Terre-Neuve	Nouvelle Écosse	Nouveau Brunswick	Québec	Ontario
Métier					
Mécanicien	1968 . . . . .	.161	.253	—	—
	1969 . . . . .	.163	.195	—	—
	1970 . . . . .	.360	.253	.148	.116
Manœuvre	1968 . . . . .	.134	.203	.015	.695
	1969 . . . . .	.189	.232	.145	.577
	1970 . . . . .	.190	.238	.047	.087
Emballeuse	1968 . . . . .	.255	.283	.138	.393
	1969 . . . . .	.229	.319	.103	.487
	1970 . . . . .	.195	.315	.227	.058
Pétrisseur (homme de pâte)	1968 . . . . .	—	—	.296	.458
	1969 . . . . .	—	—	.200	.403
	1970 . . . . .	—	—	.207	.410
Diviseur	1968 . . . . .	—	—	.425	.350
	1969 . . . . .	—	—	.364	.459
	1970 . . . . .	—	—	.345	.525
Aide général	1968 . . . . .	.120	.081	.066	.762
	1969 . . . . .	—	—	.269	.753
	1970 . . . . .	—	—	.423	.667
Boulangeries					
Coupage, homme	1968 . . . . .	—	.182	—	.584
	1969 . . . . .	—	.199	—	.704
	1970 . . . . .	—	.110	—	.776
Opération manuelle, homme	1968 . . . . .	—	—	—	.545
	1969 . . . . .	—	—	—	.409
	1970 . . . . .	—	—	—	.629
Bas, chaussettes et autres tricotés					



Les résultats du présent chapitre ne confirment pratiquement pas une explication de la diversité du chômage régional uniquement en termes de pouvoir de marché. Le chômage global explique mieux les variations globales des taux de salaires que le

niveau de compétence donné.

Les diverses industries comme accessibles aux employés de toute industrie ayant un salaires des différents métiers par industrie, il serait utile de classer les emplois dans et la comparer avec celle des autres régions. Au lieu de comparer la répartition des afin de pouvoir calculer la fréquence statistique des répartitions pour chaque région données sur le nombre de travailleurs correspondant à chaque catégorie de salaire de salaires les plus étendues. De manière idéale, on devrait également disposer de plus stricte l'affirmation selon laquelle les régions à fort chômage ont les structures disposait de données sur l'éventail complet des salaires, on pourrait vérifier de façon omet les deux tranches extrêmes de 10 pour cent des salaires enregistrés. Si on réelle des structures de salaires régionales parce que l'éventail de salaires publié d'autres métiers, c'est l'inverse qui se produit. L'enquête ne fournit pas une image plus étendue dans les provinces atlantiques et au Québec qu'en Ontario, et, pour provinces. On obtient des résultats mitigés. Pour certains métiers, la structure est des salaires. La proportion par rapport à la moyenne est indiquée pour les diverses données les plus complètes quant aux taux de rémunération moyens et à l'éventail régionales de 1968 à 1970. On a retenu les métiers pour lesquels on dispose des salaires du Ministère du Travail — sur l'étendue des structures de salaires présenter dans le tableau XVII quelques maigres données — issues de l'enquête sur des marchés régionaux du travail. Pour le moment, nous nous contenterons de Dans le chapitre suivant, nous consacrerons plus d'attention à cette conception ront par des structures de salaires relativement étendues (restreintes).

régions dont les taux de chômage sont relativement élevés (faibles) se caractérisent les taux de chômage régionaux varient. Les remarques précédentes suggèrent que les sur l'évolution d'une seule région, mais il pourrait être utile d'expliquer pourquoi compte tenu de certaines imperfections existantes. Nous nous sommes concentrés plutôt du comportement des travailleurs qui cherchent à maximiser leur revenu, transmission ne découle pas d'imperfections généralisées du marché du travail mais augmenter dans une région malgré un chômage considérable et le mécanisme de Une importante conclusion se dégage de ces considérations: les salaires peuvent proposés augmentent.

nombre des emplois restant vacants dans ce secteur, sauf si les taux de salaires n'affectera guère le niveau du chômage et n'aura d'autre effet que d'élever le rémunéré. Un accroissement du nombre des emplois dans le secteur à bas salaires pour contrebalancer l'augmentation de la probabilité de trouver un emploi bien ce, jusqu'à ce que l'écart réduit entre les salaires des deux secteurs soit suffisant quelque peu compensé par une baisse de l'emploi dans le secteur à bas salaires, et Par conséquent, un accroissement de l'emploi dans le secteur à hauts salaires est trouver un emploi et encouragera les changements d'emploi dans les autres secteurs. de salaires constants dans le secteur à hauts salaires accroîtra la probabilité d'y réduction équivalente du chômage de la région. Une hausse de l'emploi à des taux du nombre d'emplois dans le secteur à hauts salaires ne correspondra pas une Une des implications de ce modèle ne manque pas d'intérêt: à une augmentation

<sup>7</sup> En supposant des valeurs plausibles pour les différents paramètres, l'équation (6) fournit des niveaux de chômage assez réalistes. Par exemple, si  $\gamma = \alpha = .05$ ,  $N_I/N_0 = 1/3$ ,  $\eta = .1$ ,  $\bar{W}_I/\bar{W}_0 = 2$ ,  $b = .5$  et  $a = .02$ , l'équation (6) indique un taux de chômage  $U/N_I$  égal à 8.95 pour cent.

Cette expression indique que le niveau du chômage sera d'autant plus élevé que: la structure de salaires ( $\bar{W}_I/\bar{W}_0$ ) sera plus étendue; le taux de croissance des salaires dans le secteur où ils sont élevés ( $\alpha$ ) sera plus rapide; l'augmentation du nombre d'emplois vacants dans le secteur à hauts salaires ( $\gamma$ ) sera plus prononcée. D'un autre côté, le niveau du chômage sera d'autant plus bas que la réaction du taux de changement d'emploi ( $\eta$ ) sera plus faible et que la sensibilité des salaires au taux de changement d'emploi dans le secteur à hauts salaires ( $b$ ) sera plus marquée<sup>7</sup>. Le niveau résultant du chômage dépendra également de l'assistance financière qu'un travailleur peut recevoir de sa famille ou du gouvernement en attendant de trouver un emploi et de la distance qui sépare les lieux de travail dans les deux secteurs. Si des paiements de transfert rendent l'attente moins coûteuse, probablement plus de travailleurs quitteront leur emploi pour en chercher un autre et le chômage sera plus élevé. En outre, plus grande est la distance entre l'emploi mal rémunéré et l'emploi bien rémunéré, plus le travailleur qui quitte son emploi dans le secteur à bas salaires a de chances de trouver du travail dans l'autre secteur. On ne peut classer comme volontaire ou forcé le chômage résultant de ce type de comportement sur le marché du travail sans envisager la question des salaires. On peut considérer le chômage comme volontaire du point de vue des emplois peu rémunérés et comme forcé du point de vue des emplois bien rémunérés.

$$(6) \quad \frac{U}{\bar{W}_I \gamma (1 + \alpha)} = \frac{N_I}{\bar{W}_0} \left( 1 + \gamma / \eta \frac{N_0}{N_I} \right) \left( 1 + a + b \gamma \frac{N_0}{N_I} \right)$$

Cette condition d'équilibre nous fournit le taux de chômage d'équilibre, exprimé en fraction du chômage dans le secteur à hauts salaires:

$$(5) \quad \gamma \frac{N_I}{N_0} = \eta \left[ \frac{\gamma N_I (1 + \alpha) \bar{W}_I}{U (1 + a + b \gamma \frac{N_0}{N_I})} - 1 \right]$$

Si on remplace  $p(t)$  par son équivalent dans l'équation (3),  $\dot{W}_0$  dans l'équation (1) et le résultat dans l'équation (4), on obtient:

$$(4) \quad \gamma N_I = \dot{N}_0$$

Avant d'étudier cette situation d'équilibre de façon plus approfondie, nous devons définir aux fins de nos calculs la probabilité de trouver un emploi bien rémunéré. Pour des raisons pratiques, nous considérerons une période durant laquelle cette probabilité est directement liée au taux de création des emplois bien rémunérés,  $\gamma N_I$  et inversement liée au niveau du chômage, ou excédent de postulants aux emplois,  $U$ . Dans ce cas, on suppose que les chances de trouver un emploi dans le secteur à hauts salaires sont aléatoires,  $p(t)$  correspondant alors au rapport  $\gamma N_I/U$ . La condition d'équilibre s'écrit:



On suppose que ceux qui quittent le secteur à bas salaires n'obtiennent un emploi dans l'autre secteur qu'après un certain intervalle de chômage. Les gains procurés par l'abandon d'un emploi dans le secteur à bas salaires, suivi d'une période de chômage en attendant de trouver du travail dans le secteur à hauts salaires, sont fonction du niveau du chômage dans ce dernier secteur. Par conséquent, à partir d'un certain niveau élevé de chômage, la probabilité de trouver un emploi dans le secteur à hauts salaires deviendrait si faible que les travailleurs de l'autre secteur n'auraient pas intérêt à quitter leur emploi. À l'inverse, si le taux de chômage était extrêmement bas, beaucoup plus de gens tendraient à quitter leur emploi pour en chercher un mieux rémunéré. Ainsi, dans ces conditions, le niveau du chômage s'ajuste jusqu'à ce que les travailleurs du secteur à bas salaires n'aient plus intérêt à quitter leur emploi. Dans une situation d'équilibre, le niveau du chômage sera constant et le nombre des travailleurs entrant dans le secteur à hauts salaires contrebalancera exactement celui des travailleurs quittant le secteur à bas salaires.

traduira par un taux de changement d'emploi de 20 pour cent.

où  $\eta$ ,  $0 < \eta < 1$ , exprime la sensibilité du taux de changement d'emploi au gain anticipé. Par exemple, si  $\eta = .2$ , un gain de salaire anticipé de 100 pour cent se traduira par un taux de changement d'emploi de 20 pour cent.

$$(3) \frac{N_0}{N_0} = \eta \frac{p(t)(1 + \alpha)\underline{W}_1}{(1 + \dot{W}_0)\underline{W}_0} - 1$$

d'emploi et le gain de salaire anticipé par l'équation suivante:

l'emploi dans les deux secteurs, on peut exprimer le lien entre les changements serait plus approprié que la formulation précédente. Si  $N_i$ ,  $i = 1, 0$ , représente considérerait une période plus longue, le gain anticipé durant la vie d'un travailleur d'emploi et on ignore tout coût associé au passage d'un secteur à l'autre. Si l'on simplifie, on suppose que le gain anticipé courant influe sur les changements soumis aux influences institutionnelles et dans l'autre secteur. Pour des raisons de où  $W_1$  et  $W_0$  sont respectivement les niveaux initiaux des salaires dans le secteur

$$(2) \frac{p(t)(1 + \alpha)\underline{W}_1 - (1 + \dot{W}_0)\underline{W}_0}{(1 + \dot{W}_0)\underline{W}_0}$$

s'écrit:

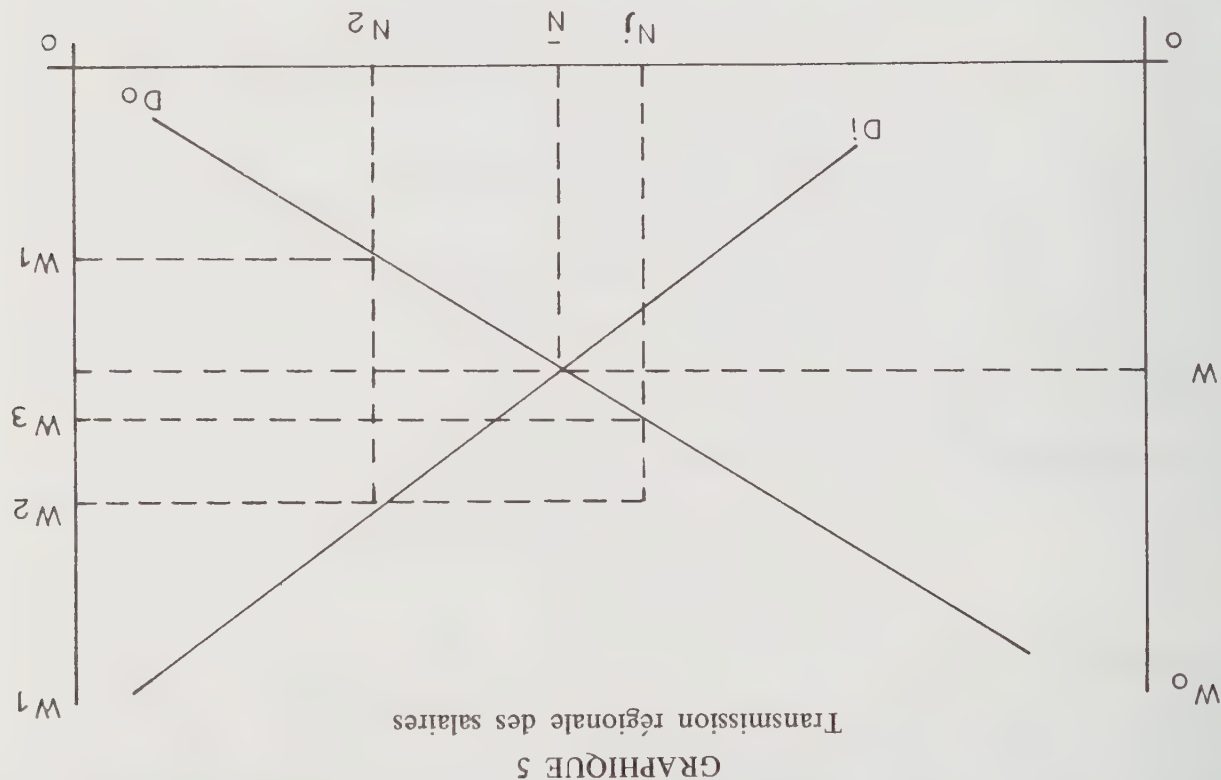
La rotation de l'emploi dans le secteur à bas salaires, exprimée comme une fraction de l'emploi dans ce secteur, dépend des gains salariaux que le travailleur pense réaliser en quittant son emploi pour en chercher un dans le secteur à hauts salaires. Étant donné qu'il existe un excédent de l'offre de main-d'œuvre dans ce dernier secteur, le gain salarial anticipé correspond au produit du salaire dans ledit secteur par la probabilité  $p(t)$  d'y trouver un emploi. Ce gain anticipé peut donc

La constante a reflète l'influence des modifications de la demande pour la main-d'œuvre — y compris le déplacement vers l'extérieur de la courbe de demande, dû à l'augmentation de la demande finale — et des fluctuations le long de la courbe de demande, à un taux constant de croissance de la demande finale qui dépend de la facilité à recruter de la main-d'œuvre des autres secteurs. Le coefficient d'élasticité  $b$  mesure l'influence du taux de changement d'emploi  $t_0$  sur les variations des salaires; sa valeur dépend de l'élasticité de la demande pour la main-d'œuvre dans ce secteur.

$$(1) W_0 = a + b t_0$$

Dans le secteur soumis aux influences institutionnelles, le taux procenctuel de variation des salaires est une variable exogène  $\alpha$ , qui détermine en partie un taux donné  $\gamma$  de croissance du chômage dans ce secteur. Le taux d'expansion de la production ou de la demande, que l'on suppose également exogène, représente l'autre facteur principal de l'accroissement de l'emploi. On définit  $\gamma$  comme le taux d'augmentation des emplois disponibles, incluant la demande pour de nouveaux travailleurs résultant du départ d'anciens employés ainsi que les hausses des niveaux d'emploi. Les salaires étant élevés dans ce secteur, on suppose que ces départs sont essentiellement le fait de travailleurs qui atteignent l'âge de la retraite ou qui quittent la région. On suppose que les cessations d'emploi, volontaires ou contraintes, qui se produisent dans ce secteur exercent un effet négligeable sur le taux de chômage de la région.

Dans l'autre secteur, les variations de salaires résultent du jeu conjugué de l'offre et de la demande, tel que l'exprime l'équation de forme réduite:



On peut réunir les principaux éléments de cette conception des marchés du travail régionaux dans un modèle algébrique simple. Bien que nous l'ayons formulé comme un équilibre comparatif partiel dans des conditions dynamiques, on pourrait aisément le transposer en termes statiques — comme dans le graphique 5 — si nous avions pour objectif l'étude des niveaux des salaires et de l'emploi et non de leurs taux de variation. Comme auparavant, on suppose deux secteurs: dans l'un, les salaires sont élevés et leurs variations déterminées par des facteurs institutionnels à des taux supérieurs aux taux d'équilibre du marché du travail régional; dans l'autre, les salaires sont moins hauts, et l'offre et la demande de main-d'œuvre représentent les principaux déterminants du niveau des salaires et de leur taux de variation.



salaires, ces ententes se traduiraient par des baisses de salaires. Mais le parallélisme des variations des gains moyens dans les diverses régions et les résultats de la section précédente contredisent cette affirmation. La mise au point récente de modèles de chômage fondés sur le processus de recherche des emplois a fourni dans une certaine mesure ce qui s'avère un «maillon manquant» de la chaîne de transmission des salaires. Selon ces modèles, les structures de salaires déterminées par des facteurs institutionnels, en créant un nombre peu élevé mais significatif d'emplois attrayants du fait des hauts salaires, exerceraient un effet d'accélération des changements d'emplois dans la catégorie des emplois moins rémunérateurs, et les salaires de cette catégorie seront «attirés vers le haut». Toutes choses restant égales par ailleurs, le renouvellement plus rapide de la main-d'œuvre se traduira par une hausse des taux de chômage de la région.

On peut représenter ce mécanisme de transmission à l'aide d'un graphique bi-sectionnel dans lequel l'axe des abscisses correspond à la valeur fixe de la main-d'œuvre régionale homogène,  $O-O'$ ,  $D_1$  à la demande pour la main-d'œuvre dans les secteurs où les salaires sont déterminés par des facteurs institutionnels extérieurs, et  $D_0$  à la demande pour la main-d'œuvre dans tous les autres secteurs. En l'absence de facteurs institutionnels, les salaires s'équilibreraient à leur niveau de plein-emploi  $W$  dans les deux secteurs, avec  $O - N$  travailleurs employés dans celui où les éléments institutionnels sont influents et  $O' - N$  dans l'autre. À ces niveaux d'emploi, le nombre des embauches contrebalance celui des cessations d'emploi. Supposons que les conditions de concurrence imparfaite imposent un niveau plus élevé de salaires,  $W_2$ , dans le secteur soumis aux influences institutionnelles. Ceci entraîne une baisse de l'emploi dans ce secteur jusqu'à  $O - N_2$ . Selon le modèle de pression des coûts,  $N - N_2$  travailleurs devront chercher un emploi dans l'autre secteur, au niveau inférieur de salaires  $W_1$ . Si cela devait se produire, certains travailleurs auraient intérêt, du fait de l'écart entre les salaires  $W_2$  et  $W_1$ , à quitter leur emploi dans le secteur où les rémunérations sont faibles et à attendre une offre d'emploi dans le secteur où elles sont élevées. Il y aurait un excédent de l'offre de travailleurs postulant aux emplois bien rémunérés, excédent indiqué par la différence entre l'offre et la demande de main-d'œuvre au niveau  $W_2$  des salaires du secteur influencé par les facteurs institutionnels.  $N_3 - N_2$  travailleurs seraient en chômage et les salaires dans l'autre secteur devraient s'élever jusqu'à  $W_3$ , les employeurs étant contraints de verser des rémunérations plus généreuses pour garder leur main-d'œuvre. Dans une situation d'équilibre, les salaires anticipés seraient égaux dans chaque secteur et le taux de chômage s'ajusterait pour préserver cette égalité. Dans le secteur soumis aux influences institutionnelles, les salaires anticipés seraient fonction des salaires plus élevés escomptés selon la probabilité d'être chômeur au cours d'une période. Cette probabilité dépendrait elle-même de l'excédent de postulants et du rythme de changement d'emplois dans le secteur à hauts salaires<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> Todaro et Harris ont mis au point un modèle de ce type pour expliquer le chômage urbain et les mouvements de la population rurale vers les agglomérations urbaines. Cf. M. Todaro et J. Harris, «Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis», *American Economic Review*, mars 1970, pp. 126-142.

Etant donné que les syndicats, les gouvernements et les sociétés multi-régionales emploient probablement bien moins de la moitié de la main-d'œuvre dans chaque région, on peut se demander comment ces facteurs institutionnels affectent les autres ententes salariales conclues dans une région. Selon le modèle de pression des

Source: Statistiques inédites, Ministère du Travail, Ottawa.  
Remarque: Afin de préserver l'anonymat, nous ne dévoilerons pas la composition de l'échantillon de 24 sociétés.

Société	Province où est située l'entreprise	Années	Variation annuelle moyenne des salaires (pour cent)
(19a)	Ontario	1953-66	3.20
(19b)	Ontario	1953-66	3.20
(19c)	Ontario	1960-66	1.36
(19d)	Ontario	1953-66	3.20
(20a)	Ile du Prince-Edouard	1954-66	4.01
(20b)	Québec	1954-66	3.90
(20c)	Québec	1954-66	3.90
(20d)	Ontario	1954-64	3.88
(20e)	Ontario	1954-66	3.82
(20f)	Manitoba	1954-66	3.90
(20g)	Alberta	1954-66	3.90
(20h)	Colombie-Britannique	1954-66	3.78
(21a)	Ontario	1954-69	5.75
(21b)	Manitoba	1954-69	5.61
(21c)	Alberta	1954-69	5.61
(21d)	Alberta	1954-69	5.61
(21e)	Saskatchewan	1954-69	5.34
(21f)	Saskatchewan	1954-69	5.61
(21g)	Colombie-Britannique	1954-69	5.76
(22a)	Nouvelle-Ecosse	1953-69	5.99
(22b)	Ontario	1953-69	5.86
(22c)	Manitoba	1953-69	5.99
(22d)	Alberta	1953-69	5.99
(22e)	Alberta	1953-69	5.99
(22f)	Colombie-Britannique	1953-69	5.84
(23a)	Nouveau-Brunswick	1953-69	10.71
(23b)	Québec	1953-69	5.38
(23c)	Québec	1958-69	4.80
(23d)	Ontario	1953-69	5.38
(23e)	Ontario	1953-69	4.99
(23f)	Ontario	1956-69	5.29
(23g)	Manitoba	1953-69	5.38
(23h)	Alberta	1953-69	5.38
(23i)	Alberta	1956-69	5.29
(24a)	Québec	1954-69	6.48
(24b)	Ontario	1954-69	5.94
(24c)	Ontario	1954-69	5.77
(24d)	Colombie-Britannique	1954-69	5.37
(24e)	Colombie-Britannique	1954-69	5.53

TABLEAU XVI (Fin)  
Hausse de salaires négociées, sociétés multi-provinciales



TABLEAU XVI (Suite)

Société	Province où est située l'entreprise	Années	Variation annuelle moyenne des salaires (pour cent)
(6a)	Ontario	1955-70	5.87
(6b)	Ontario	1955-70	5.87
(6c)	Ontario	1955-70	5.87
(6d)	Ontario	1955-70	5.87
(6e)	Ontario	1955-70	5.87
(6f)	Ontario	1955-70	5.87
(6g)	Ontario	1955-70	5.87
(6h)	Québec	1955-70	5.87
(6i)	Manitoba	1955-70	5.87
(7a)	Québec	1953-68	4.98
(7b)	Nouvelle-Ecosse	1953-68	5.41
(7c)	Québec	1953-68	4.98
(7d)	Québec	1953-68	4.98
(8a)	Saskatchewan	1953-61	5.14
(8b)	Manitoba	1953-55	3.03
(9)	Multi-Prov.	1953-65	2.88
(10)	Multi-Prov.	1955-65	4.59
(11)	Multi-Prov.	1954-68	3.33
(12a)	Québec	1953-61	3.65
(12b)	Ontario	1953-61	3.65
(13a)	Québec	1954-70	4.66
(13b)	Québec	1954-70	4.44
(13c)	Québec	1960-70	4.32
(13d)	Ontario	1954-70	4.37
(13e)	Ontario	1960-70	3.89
(13f)	Québec	1954-70	4.15
(14a)	Ontario	1953-67	4.59
(14b)	Ontario	1953-67	4.59
(14c)	Ontario	1953-67	4.59
(14d)	Québec	1953-67	4.59
(15a)	Manitoba	1961-69	5.34
(15b)	Saskatchewan	1961-69	5.07
(15c)	Alberta	1961-69	5.36
(15d)	Ontario	1961-69	6.49
(16a)	Québec	1953-66	4.90
(16b)	Québec	1953-69	5.84
(17a)	Québec	1954-71	6.62
(17b)	Ontario	1954-71	6.36
(17c)	Ontario	1954-71	6.34
(17d)	Ontario	1954-59	5.18
(18a)	Colombie-Britannique	1956-68	3.67
(18b)	Ontario	1956-68	4.29
(18c)	Ontario	1959-68	3.53
(18d)	Alberta	1962-68	3.11
(18e)	Québec	1964-68	3.69

régional. Bien que ce modèle permette en partie une interprétation rationnelle des résultats de la section précédente, on devrait le considérer comme un essai d'explication attendant une confirmation empirique. Quoique certains des résultats présentés au chapitre cinq au sujet des différences d'efficacité des marchés du travail confirment cette conception, plus de renseignements seraient nécessaires pour déterminer l'exactitude de cette autre description du mécanisme de transmission interrégionale des salaires.

Le modèle se caractérise principalement par l'interaction des imperfections d'un marché du travail donné avec le fonctionnement d'autres marchés du travail exempts de telles imperfections. L'observation des faits nous donne certaines raisons de croire que ces imperfections sont réelles et que les formes actuelles du processus institutionnel de détermination des salaires contribuent à la rigidité de la structure interrégionale des salaires. Les gouvernements fédéral et provinciaux sont favorables au principe d'une même rémunération pour un même travail, quel que soit le lieu de ce dernier. Dans plusieurs cas, des sociétés multi-régionales, y compris des sociétés de la Couronne, ont adopté des politiques salariales accordant la même augmentation proportionnelle de salaires à tous leurs employés dans l'ensemble du pays. On trouvera dans le tableau XVI une décomposition au niveau régional des taux moyens d'accroissement annuel des salaires versés par un échantillon de grandes sociétés multi-régionales. La similitude des augmentations procentuelles de salaires pour de longues périodes dans les diverses régions est saisissante. De plus, dans certains cas, le pouvoir de négociation des syndicats dans une province leur a permis d'y influencer suffisamment les salaires pour obtenir des hausses égales, voire supérieures, à celles obtenues par les travailleurs d'autres régions.

TABLEAU XVI

Hausses de salaires négociées, sociétés multi-provinciales

Société	Province où est située l'entreprise	Années	Variation annuelle moyenne des salaires (pour cent)
(1)	Multi-Prov.	1953-66	5.26
(2)	Multi-Prov.	1953-67	4.12
(3)	Multi-Prov.	1953-67	4.92
(4a)	Ontario	1954-67	5.79
(4b)	Québec	1954-68	4.21
(4c)	Québec	1954-67	4.69
(5a)	Ontario	1961-70	1.56
(5b)	Ontario	1961-70	1.56
(5c)	Ontario	1961-70	1.55
(5d)	Ontario	1961-70	1.43
(5e)	Québec	1961-70	1.57
(5f)	Québec	1961-70	1.73
(5g)	Québec	1961-70	1.70
(5h)	Québec	1961-70	1.85
(5i)	Québec	1961-70	1.56



Dans la section précédente, nous avons utilisé un modèle particulier de marché du travail pour voir comment les imperfections du marché du travail pourraient influencer la répartition des salaires dans une région. On peut le décrire comme un modèle de pression des salaires sur le marché du travail, dans lequel l'inclusion d'une variable de distorsion des salaires (l'imposition de salaires supérieurs au niveau d'équilibre) dans certains secteurs se traduit par une augmentation de l'offre de main-d'œuvre et une baisse des salaires dans d'autres secteurs. Nous n'avons obtenu aucun résultat confirmant le fonctionnement de ce phénomène de structure de salaires pour les régions où le chômage est élevé.

Bien que cette constatation soit troublante à plusieurs égards, il se peut que les imperfections des marchés du travail agissent de manière différente. Dans la présente section, nous décrivons un modèle d'attraction des salaires sur le marché du travail, dans lequel les imperfections des salaires régionaux et plus sur le niveau du chômage d'influence sur la structure des salaires régionaux et plus sur le niveau du chômage

### *Autre conception de la transmission intra-régionale des salaires*

L'ensemble assez surprenant des résultats. car peu des réponses ad hoc proposées à ce sujet semblent en mesure d'expliquer pourquoi il devrait en être ainsi, cela mérite une étude beaucoup plus approfondie réduction considérable des disparités de chômage. Quant à savoir exactement régionales des salaires sont suffisamment liées entre elles pour rendre difficile toute rapport entre les variations des salaires et de l'emploi montre que les fluctuations approximatifs et ne révèlent aucun schéma caractéristique, l'étude du de chômage étaient relativement plus forts. Bien que ces évaluations soient très dans les trois secteurs, à un moment où l'emploi croissait moins vite et où les taux des services. Au Québec, les salaires se sont élevés par rapport à ceux de l'Ontario commerce et diminuaient dans une moindre mesure pour le secteur «fourre-tout» manufacturières (de 82 à 77), alors qu'ils augmentaient pour le secteur du atlantiques, les rapports de salaires ont connu un certain déclin dans les industries Québec par rapport à celles du secteur manufacturier. Pour les provinces dans les secteurs du commerce et des services dans les provinces atlantiques et au On observe peut-être l'aspect le plus troublant à propos des variations des salaires Malheureusement, aucune conclusion catégorique ne se dégage de nos résultats.

différence tenant à la moindre dispersion de la structure des salaires du Québec. et l'Ontario n'indique guère de tendance au changement au cours du temps, la seule industries de la forêt) et en Colombie-Britannique. La comparaison entre le Québec structures dans les provinces atlantiques (du à l'évolution des salaires dans les des années 1960; après cette date, on relève un certain élargissement de ces part et d'autre de leurs niveaux moyens. Il en est généralement ainsi jusqu'au milieu Prairies, les structures régionales de salaires ont connu une dispersion identique de Les coefficients de variation indiquent que, à l'exception des provinces des locaux dans les régions où les salaires sont moins élevés et le chômage plus fort.

propagation et, fait plus surprenant, une hausse relative plus prononcée des salaires prenant emploi dans ces industries. Les données indiquent donc un faible effet de

TABLEAU XV

A. Coefficients de variation des salaires dans les industries indiquées au niveau d'un chiffre, par région

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
Provinces atlantiques . . . . .	0.17	0.16	0.15	0.16	0.16	0.17	0.19	0.19	0.19	0.21	0.21
Québec . . . . .	0.16	0.16	0.17	0.17	0.16	0.16	0.16	0.15	0.16	0.15	0.18
Ontario . . . . .	0.18	0.18	0.18	0.17	0.16	0.16	0.16	0.16	0.17	0.17	0.18
Prairie . . . . .	0.25	0.25	0.24	0.24	0.25	0.25	0.25	0.25	0.25	0.27	0.27
Colombie-britannique . . . . .	0.17	0.17	0.17	0.18	0.18	0.18	0.18	0.19	0.21	0.24	0.25

B. Coefficients de variation des salaires régionaux dans les industries indiquées au niveau d'un chiffre, par industrie

Forêts . . . . .	0.19	0.22	0.25	0.24	0.19	0.23	0.21	0.21	0.25	0.28	0.28
Mines . . . . .	0.12	0.12	0.14	0.13	0.13	0.13	0.11	0.11	0.10	0.12	0.12
Industries manufacturières . . . . .	0.09	0.10	0.11	0.10	0.11	0.11	0.12	0.12	0.13	0.12	0.13
Construction . . . . .	0.17	0.15	0.15	0.14	0.13	0.12	0.13	0.15	0.17	0.20	0.19
Transports et communications . . . . .	0.09	0.10	0.11	0.10	0.10	0.09	0.09	0.10	0.11	0.11	0.09
Commerce . . . . .	0.12	0.11	0.11	0.11	0.11	0.10	0.10	0.12	0.10	0.15	0.09
Finances, assurances et affaires immobilières . . . . .	0.05	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
Services . . . . .	0.13	0.11	0.12	0.13	0.13	0.13	0.14	0.14	0.15	0.15	0.16



industries. On a calculé les coefficients de variation non pondérés pour les cinq grandes régions et les huit secteurs industriels indiqués au niveau d'un chiffre, et ce, pour chacune des années de la période 1957-1967. On trouvera les résultats de ces calculs dans le tableau XV. Un coefficient de variation constant est compatible avec des taux identiques de croissance des salaires, un coefficient décroissant avec des taux d'augmentation supérieurs dans les catégories situées en-dessous de la moyenne pendant la première année, et un coefficient croissant avec des taux d'accroissement supérieurs dans les catégories où les niveaux étaient initialement plus élevés. Le classement des salaires des industries par région et des salaires intra-régionaux par industrie n'a pas connu de modifications prononcées au cours du temps; par conséquent, les coefficients évalués permettent certaines déductions quant à la relation entre les niveaux initiaux et subséquents des taux de croissance, et ne résultent pas seulement de fluctuations compensatoires des variables.

Le modèle simple de diffusion des salaires envisagé dans la section précédente — selon lequel les attitudes de négociation servent de voie de transmission dans le secteur manufacturier — comporte plusieurs implications que l'on peut examiner à l'aide de ces coefficients de variation: (a) la structure des salaires des industries manufacturières devrait être moins dispersée que celle des autres secteurs pour lesquels les liaisons interrégionales ne sont pas aussi évidentes; (b) après un certain temps, la structure des salaires dans les industries manufacturières devrait être moins dispersée que celle des autres secteurs; (c) l'Ontario, en tant que région où l'emploi est maximal, tendrait à avoir une structure de salaires moins dispersée que les régions où le chômage est supérieur; (d) du fait des différences supposées entre le processus d'établissement des salaires dans les industries manufacturières et dans les autres secteurs, la structure de salaires de l'Ontario resterait moins dispersée que celle des autres régions, où la dispersion tendrait à s'accroître; (e) si l'hypothèse de la propagation pouvait s'appliquer au niveau régional, le schéma de variation des coefficients relatifs aux industries manufacturières représenterait un bon indicateur du schéma de variation des autres industries.

Les tests statistiques indiquent une situation quelque peu plus complexe. Pour la plupart des années, le coefficient de variation des salaires dans les industries manufacturières n'est guère inférieur à celui des autres industries indiquées au niveau d'un chiffre; et, pour plusieurs années, il est en fait supérieur à celui des industries locales "non influencées". Au cours de la période, la structure des salaires a tendu à s'élargir quelque peu dans le secteur manufacturier, alors qu'on observe une évolution contraire dans d'autres secteurs. Cette observation suggère que, si dans le secteur manufacturier, les taux de salaires de 1957 ont une corrélation positive avec les taux de croissance des salaires de 1957 à 1967, pour les autres secteurs, la situation est inverse, les régions où les salaires sont plus faibles connaissant un accroissement plus rapide des salaires. Ce phénomène surprend quelque peu puisque, selon l'hypothèse «de propagation» simple, les variations de salaires des deux groupes devraient être en corrélation. Même si aucun effet de propagation direct n'affectait les attitudes de négociation, on aurait pu prévoir, pour un ensemble donné de variations des salaires dans les industries manufacturières, un taux inférieur d'accroissement des salaires dans les industries locales; en effet, la variation causant le «déséquilibre» aurait accru le nombre de travailleurs

industries, on peut dire qu'en général les salaires inférieurs des provinces atlantiques résultent de caractéristiques propres à la région et à sa main-d'œuvre, sans qu'une différence de composition industrielle joue un rôle significatif. De plus, malgré quelques variations mineures entre les deux régions, les structures de salaires relatifs n'ont manifesté aucune tendance à se modifier fortement.

La comparaison entre le Québec et l'Ontario conduit à une ensemble de conclusions identiques et indique même des écarts encore plus faibles des rapports de salaires entre les régions. Pour la plupart des années, les principales industries seraient toutes comprises dans un intervalle de 5 points percentuels de part et d'autre de la moyenne pondérée de toutes les industries. Ici encore, les industries de la forêt font exception. On peut déceler la tendance convergente du rapport de salaires du Québec dans la plupart des industries. Ceci confirme que les observations relatives à la moyenne pondérée s'appliquent également aux industries composantes. Bien entendu, il s'est produit quelques modifications mineures dans l'ordre des rapports de salaires vis à vis de l'Ontario, mais l'évolution globale indique que, dans toutes les industries, les salaires varient approximativement de la même façon dans les deux provinces. Dans le secteur manufacturier, la comparaison est possible pour dix-neuf secteurs; pour quinze de ceux-ci, les salaires relatifs restent dans un intervalle de plus ou moins dix points percentuels et, dans les quatre cas qui font exception, les salaires sont relativement plus élevés au Québec qu'en Ontario. (Ainsi, dans cet exemple, la moyenne pondérée des industries du Québec reflète le coefficient de pondération supérieur dans sa structure industrielle des industries où les salaires sont relativement faibles.) Et, dans trois de ces quatre cas, le taux de croissance des salaires a été plus rapide au Québec qu'en Ontario. Au Québec, la légère tendance convergente des taux de salaires dans les industries manufacturières, avec des taux de croissance fondamentalement identiques dans chaque industrie vis à vis de l'Ontario, s'est manifestée dans des conditions de croissance relativement plus lente de l'emploi manufacturier qu'en Ontario; cette différence est la plus marquée dans les secteurs de production de biens durables, qui versent des salaires relativement élevés et connaissent une expansion rapide.

En l'absence de données plus précises et d'un modèle détaillé, il est difficile de tirer un grand nombre de conclusions intéressantes de l'étude de ces séries statistiques. Dans la mesure où les disparités régionales de chômage persistent, on peut attribuer cette situation au mauvais ajustement des salaires dans les régions à fort chômage. Pourtant, contrairement à plusieurs des explications avancées précédemment, les comparaisons structurelles n'indiquent, pour la période étudiée, aucune industrie dans laquelle les salaires se sont sensiblement écartés de ceux des autres industries dans la même région. Bien entendu, des écarts peu marqués peuvent exercer des effets prononcés, et l'absence d'un modèle empêche toute comparaison entre des ajustements interindustriels et intraindustriels réels et fictifs. De plus, même si les variations des salaires relatifs, par industrie, pour l'ensemble du pays, ne sont pas très prononcées, elles sont néanmoins suffisantes pour rendre difficile la compréhension du problème de la répartition des salaires, même à un niveau d'agrégation élevé.

Le coefficient de variation représente un instrument de mesure utile lors de l'évaluation du rapport entre les fluctuations des salaires dans les régions et dans les



TABLEAU XIV (suite)  
Salaires des provinces atlantiques et du Québec par rapport à ceux de l'Ontario,  
Industries manufacturières, au niveau de deux chiffres, 1957-1967.

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	
Matériel de transport . . . . .	Atlantique . . . . .	80.3	77.4	78.6	78.9	74.6	73.6	71.5	73.1	70.5	73.9	75.2
	Québec . . . . .	96.6	97.2	98.0	98.4	96.7	93.2	91.8	92.2	90.7	95.1	95.9
Équipement électrique . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	97.2	98.9	100.2	100.8	104.1	104.9	105.0	105.1	105.7	108.2	105.9
Produits minéraux non métalliques .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	96.2	95.1	93.8	93.5	96.1	97.1	97.8	99.0	99.4	98.5	96.3
Produits chimiques . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	95.8	95.6	97.5	97.6	97.5	98.8	99.4	99.3	98.4	98.2	98.0
Divers . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	90.1	90.1	89.9	90.6	90.5	92.5	92.6	91.2	91.5	91.3	90.7

Source: Statistique Canada, Ottawa, *Wages, Employment and Hours of Work*, numéros divers.

TABLEAU XIV

Salaires des provinces atlantiques et du Québec par rapport à ceux de l'Ontario,  
Industries manufacturières, au niveau de deux chiffres, 1957-1967.

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	
Total, industries manufacturières . .	Atlantique . . . . .	82.0	79.5	79.3	79.8	78.0	77.1	76.2	75.9	75.7	76.6	76.8
	Québec . . . . .	88.9	89.3	88.7	89.3	89.2	89.2	88.7	88.5	88.0	89.6	90.1
Aliments et boissons . . . . .	Atlantique . . . . .	68.2	66.5	66.8	66.6	65.1	64.8	65.0	65.3	65.7	65.6	65.4
	Québec . . . . .	96.3	96.1	96.5	95.8	96.0	94.7	94.9	95.6	95.4	95.2	95.1
Tabac . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	117.6	115.9	119.2	120.6	116.3	124.4	121.8	120.2	113.0	114.5	115.4
Caoutchouc . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	80.8	82.9	80.9	82.6	81.7	78.8	80.1	79.3	79.2	79.1	82.2
Cuir . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	81.9	81.6	83.8	84.7	86.5	87.6	88.6	88.7	89.5	88.3	88.8
Textiles . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	93.9	84.9	92.0	92.6	94.8	96.6	97.2	96.7	97.5	95.5	94.8
Tricots . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	105.9	92.8	92.7	94.5	93.9	95.0	95.4	95.2	92.0	95.9	95.9
Vêtements . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	86.4	88.1	86.8	87.6	88.4	89.6	90.7	86.6	87.7	88.8	89.9
Bois . . . . .	Atlantique . . . . .	76.5	74.6	75.3	75.4	73.9	73.4	74.8	74.9	77.0	75.7	75.1
	Québec . . . . .	89.7	88.3	85.9	87.8	87.7	87.6	88.7	90.5	90.5	91.4	91.8
Meubles . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	91.5	91.9	91.8	92.6	93.3	93.3	92.9	93.0	91.6	92.9	92.7
Papier . . . . .	Atlantique . . . . .	109.0	102.6	105.0	105.1	105.5	104.0	103.2	104.2	104.2	106.4	105.1
	Québec . . . . .	101.8	100.5	101.1	101.6	102.6	102.3	102.6	104.2	104.3	104.8	104.0
Édition . . . . .	Atlantique . . . . .	75.2	76.5	75.3	76.6	76.9	76.5	75.7	74.5	74.9	75.7	75.6
	Québec . . . . .	95.0	95.9	95.2	95.5	95.2	95.8	95.6	93.9	96.5	97.8	97.3
Métaux primaires . . . . .	Atlantique . . . . .	91.5	94.0	95.0	95.1	96.1	97.5	92.8	92.1	88.5	89.4	86.1
	Québec . . . . .	92.2	97.6	96.6	98.2	98.7	99.1	99.8	99.6	98.2	101.1	101.0
Fabrication de métaux . . . . .	Atlantique . . . . .	84.2	84.1	83.0	82.3	83.5	81.2	82.3	81.8	82.4	81.8	82.9
	Québec . . . . .	99.7	98.7	99.4	97.6	98.3	99.4	98.9	98.1	98.4	98.3	98.6
Machines et équipement . . . . .	Atlantique . . . . .	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
	Québec . . . . .	97.3	93.1	99.9	95.2	95.5	94.3	92.9	93.5	92.6	93.7	93.9



TABLEAU XIII  
Salaires des provinces atlantiques et du Québec par rapport à ceux de l'Ontario,  
huit industries au niveau d'un chiffre, 1957-1967.

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
Forêts . . . . .	Atlantique . . . . .	72.3	67.8	65.2	69.2	69.2	74.0	72.4	66.3	58.6	56.6
	Québec . . . . .	78.7	73.2	65.9	68.6	74.3	89.0	91.0	93.0	101.2	94.0
Mines . . . . .	Atlantique . . . . .	79.5	80.8	74.8	78.7	77.1	88.2	89.1	88.6	89.0	85.6
	Québec . . . . .	96.4	93.7	93.0	94.2	94.8	98.4	99.2	98.5	97.4	93.4
Industries manufacturières . . . . .	Atlantique . . . . .	82.0	79.5	79.3	79.8	78.0	76.2	75.9	75.7	76.6	76.8
	Québec . . . . .	88.9	89.3	88.7	89.3	89.2	88.7	88.5	88.0	89.6	90.1
Construction . . . . .	Atlantique . . . . .	72.6	71.3	73.0	76.8	81.3	78.5	75.7	72.1	73.7	73.2
	Québec . . . . .	88.7	90.5	91.7	93.0	97.5	98.0	98.9	96.1	96.7	101.7
Transports et communications . . . . .	Atlantique . . . . .	81.6	78.9	79.2	81.5	80.7	81.5	80.8	80.9	79.9	81.6
	Québec . . . . .	96.8	95.9	97.3	95.8	94.7	96.1	96.0	97.4	99.9	98.8
Commerce . . . . .	Atlantique . . . . .	76.8	78.8	78.2	78.2	78.6	79.2	80.3	81.5	81.8	82.7
	Québec . . . . .	93.4	95.1	95.2	94.9	94.7	96.9	97.9	98.5	97.2	97.5
Finances, assurances et affaires immobilières . . . . .	Atlantique . . . . .	89.3	89.8	89.9	89.0	87.6	86.3	86.5	85.7	85.0	85.0
	Québec . . . . .	101.0	101.2	102.0	101.7	100.9	99.3	99.9	97.5	97.9	97.8
Services . . . . .	Atlantique . . . . .	73.5	77.8	76.8	76.0	74.1	71.9	73.1	73.0	73.2	70.6
	Québec . . . . .	99.2	94.8	94.8	95.6	95.4	95.1	95.8	98.1	100.6	103.9
Moyenne pondérée des industries . . . . .	Atlantique . . . . .	81.2	79.6	78.7	80.4	79.9	80.4	79.9	79.5	80.3	80.3
	Québec . . . . .	92.6	92.6	92.4	92.7	93.1	93.9	94.0	93.9	95.4	95.6

Source: Statistique Canada, Ottawa, *Wages, Employment and Hours of Work*, numéros divers.

statistiques et à des vérifications à l'aide d'autres séries possibles afin de s'assurer de la fiabilité des résultats empiriques.

Nous utiliserons, pour décrire les structures de salaires pendant la période 1957-1967, les séries des salaires hebdomadaires moyens pour les industries au niveau d'un chiffre — qui comprennent des données pour divers sous-groupes au sein de chaque industrie — ainsi que les séries correspondantes de l'emploi. Nous évaluerons les structures de salaires dans une région (par industrie), et dans certaines industries (par région) et examinerons les modifications subies par ces structures. Nous vérifierons si ces résultats sont conformes à certaines prévisions relatives à ces structures de salaires et à leurs modifications, et fondées sur des hypothèses concernant l'ajustement des marchés du travail. Nous effectuerons plusieurs comparaisons simples; certaines pour les cinq régions du Canada, d'autres seulement pour le Québec et les provinces atlantiques vis à vis de l'Ontario.

De 1957 à 1967, la moyenne pondérée des salaires dans les industries des provinces atlantiques est restée presque constante par rapport à celle de l'Ontario, tandis qu'au Québec elle a tendu à s'en rapprocher après être restée constante pendant les premières années de la période. Lors de la comparaison de moyennes pondérées, il est utile de distinguer les caractéristiques propres à chaque secteur de celles attribuables à la pondération variable des diverses industries composantes. Une décomposition au niveau d'un chiffre montre bien que la moyenne pondérée pour toutes les industries suit une évolution observable pour chaque catégorie d'industrie distincte, et n'est pas due aux différences de pondérations régionales des dites catégories. On trouvera dans le tableau XIII une comparaison des salaires relatifs des provinces atlantiques par rapport à ceux de l'Ontario pour huit industries. Sauf dans le cas des industries de la forêt, pour lesquelles les salaires s'accroissent faiblement dans les provinces atlantiques, les autres secteurs ont des rapports assez voisins du rapport de la moyenne pondérée des salaires. Chaque année, les rapports de salaires de tous les secteurs sont inclus entre plus ou moins 10 points procentuels du rapport de la moyenne pondérée, soit 80. Cet intervalle semble assez marqué, mais il implique qu'en 1967 par exemple, aucun secteur (excepté les industries de la forêt) des provinces atlantiques ne versait de salaires supérieurs à 86 pour cent ou inférieurs à 71 pour cent de ceux de l'Ontario. À ce niveau, il est difficile de voir quelque rapport que ce soit entre le marché desservi et le rapport de salaires, quoique l'ordre des rapports de salaires par industrie indique certains changements au cours de la période. Néanmoins, bien que les structures de salaires de l'Ontario et des provinces atlantiques aient manifesté une certaine tendance à se modifier légèrement, ces modifications sont restées dans le cadre d'une relative stabilité des disparités régionales de salaires et d'un écart de salaire qui n'indique aucune tendance marquée à varier selon les industries.

Le tableau XIV indique la même similitude fondamentale des rapports de salaires dans le secteur manufacturier. Ainsi, sur les sept grandes sous-catégories d'industries manufacturières pour lesquelles on a pu effectuer une comparaison en 1967, quatre ne sont pas éloignées de plus de 7 points procentuels de la moyenne pondérée des industries. L'industrie des pâtes et papiers fait exception puisque, pendant toute la période étudiée, les salaires ont été plus élevés dans les provinces atlantiques qu'en Ontario. Donc, pour les industries manufacturières comme pour toutes les



Cet aspect des ajustements imparfaits de salaires est capital pour comprendre les problèmes régionaux du chômage et de l'inflation. Cette structure de salaires n'est pas nécessairement «mauvaise», si l'on considère les questions de répartition des revenus. Pourtant, dans la mesure où l'on s'en tient aux taux de chômage, on doit examiner les conséquences de la structure des salaires. Il convient d'expliquer pourquoi les niveaux des salaires relatifs restent constants ou tendent à converger lorsque les écarts entre les taux de chômage régionaux restent relativement constants.

On peut expliquer cette situation de plusieurs façons, mais toutes semblent d'une certaine manière incomplètes ou insatisfaisantes. On doit généralement avancer certaines hypothèses quant au comportement des agents économiques qui fixent les salaires. Ainsi, on a par exemple soutenu que, lors des négociations, les syndicats cherchent le maintien du même salaire relatif dans chaque région et non l'égalité des salaires régionaux. On prétend fréquemment que la diversité des salaires au Canada traduit un ensemble de comportements des syndicats qui s'efforcent pendant les négociations d'obtenir des hausses identiques des salaires réels dans toutes les régions. Cette explication s'appliquerait particulièrement au cas des industries manufacturières et minières, pour lesquelles les négociations ont lieu à l'échelle du pays.

Ce phénomène se propagerait et affecterait la structure de la demande pour les produits des industries locales au sein de chaque région. Toutefois, une telle explication comporte certaines faiblesses. Même si l'on admet que le type de comportement des syndicats est correct, ce qui reste à démontrer, l'hypothèse ne concerne que l'évolution des salaires dans les industries exportatrices et reste muette quant à l'évolution correspondante dans les industries locales. Si l'on considère une variante de cette explication fondée sur les syndicats, par laquelle on suppose que les taux de salaires sont fixés en Ontario, puis appliqués dans les autres régions, les salaires des travailleurs non syndiqués devraient s'accroître moins vite dans les régions autres que l'Ontario. Les employés supposément exclus des industries exportatrices trouveraient du travail, à des salaires inférieurs, dans les industries locales; la structure de salaire imposée par les syndicats n'entraîne donc pas nécessairement des taux de chômage relatifs plus élevés. Elle conduirait cependant à terme à une structure de salaires plus large dans les régions influencées par la région dominante.

Une analyse de la structure interrégionale des salaires et une comparaison des structures de salaires des diverses industries devraient fournir certaines indications quant à l'importance des ajustements non concurrentiels des marchés du travail au Canada. Les résultats préliminaires suggèrent toutefois que le problème est assez complexe pour qu'on ne puisse le saisir sans des recherches plus approfondies. Le développement suivant présente une méthode de recherche empirique et non un modèle détaillé des structures interrégionales et intrarégionales de salaires; un tel modèle formerait pourtant un point de départ utile pour essayer d'expliquer le fonctionnement des marchés du travail et la répartition des augmentations de la demande. On doit également prendre garde à certaines déficiences possibles des données; d'autres sources statistiques pourraient fournir des résultats différents. Il conviendrait de se livrer à un examen plus complet des problèmes de sources

« involontaire » dans les régions où le chômage est régulièrement élevé. En l'absence de blocages des mécanismes d'ajustement des salaires, les disparités régionales de chômage n'ont pas de raison d'être; et, avec une mobilité suffisante de la main-d'œuvre, pas de raison de persister.

Du point de vue d'une région, il n'est donc peut-être pas très intéressant de savoir si l'incapacité à élever les taux d'emploi résulte de caractéristiques structurelles ou d'une insuffisance de la demande globale. Pour la région, le problème, au moins à court terme, tient au fait que les salaires ne s'ajustent pas de manière à permettre le plein emploi à un certain niveau de la demande globale. Des baisses de salaires devraient permettre une hausse de l'emploi dans les industries d'exportation lorsque se produisent des transferts de demande à partir des autres régions, ainsi qu'un gain consécutif de l'emploi local. Si on considère une région donnée susceptible d'attirer la demande d'autres régions du pays grâce à des ajustements de salaires appropriés, on peut abandonner l'analyse habituelle en termes keynésiens car il n'y a plus de raison de supposer que le niveau des salaires est déterminé par des facteurs exogènes.

TABLEAU XII

Transmission des salaires régionaux, 1953-1970  
(Industries manufacturières)

Regression	K	P/P	log UONT	log UNAT	UONT	UNAT	R <sup>2</sup>	D.W.
3-C (1)	3.92	1.39	-1.47				.77	1.36
(2)	(2.40) 5.06	(6.50) 1.39	(-1.37) -1.89				.78	1.35
(3)	(2.42) 3.58	(6.79) 1.38	(-1.61) - .41				.77	1.34
(4)	(2.82) 3.93	(6.75) 1.39			(-1.45) (- .339)	(-1.061) - .37	.78	1.33
Regression	K	P/P	log UONT	log UNAT	UONT	UNAT	R <sup>2</sup>	D.W.
3-C (5)	.58	1.40	4.96				.77	1.37
(6)	(.54) .10	(6.56) 1.40	(1.29) 9.22				.78	1.38
(7)	(2.42) 3.91	(5.67) 1.34	(-1.37) - .335				.71	1.37
(8)	(2.21) 3.30	(5.57) 1.36					.70	1.43
(9)	(1.92) 3.51	(5.61) 1.37			-1.17		.70	1.46
(10)	(1.97) 4.97	(5.68) 1.35			-1.74		.71	1.40

Remarques: (1) Saut pour les quatre dernières régressions, (7) à (10), la variation  
procentuelle annuelle des gains horaires moyens au Canada représente la variable dépendante.  
Dans les quatre dernières régressions, la variation procentuelle des gains horaires moyens  
d'un ensemble de provinces de l'est (comprenant l'Ontario et toutes les provinces à l'est de  
l'Ontario) représente la variable dépendante. UEST est la variable correspondante du taux de  
chômage. UNAT et UONT représentent respectivement les taux de chômage du Canada et de  
l'Ontario.  
(2) P/P représente la variation procentuelle annuelle de l'indice des prix à la consommation.  
(3)  $\bar{3}C$  correspond à l'équation portant le même numéro décrite dans le chapitre trois.  
(4)  $R^2$  est la valeur corrigée de  $R^2$ ; D.W. le paramètre de Durbin-Watson; les valeurs de t  
apparaissent entre parenthèses sous les coefficients de régression.



transmises par des voies institutionnelles à d'autres régions où les conditions de transmission des salaires « involontaire » supérieur à la moyenne dans les régions « influencées ». On relève habituellement comme facteurs institutionnels les syndicats ouvriers qui revendiquent la parité des salaires, ou les gouvernements et les sociétés multi-régionales qui cherchent à conserver, ou à se créer, une réputation de bon employeur.

Nous avons décrit dans le chapitre trois deux méthodes de vérification de cette conception (équation 3-C et texte de la page 35). Si, comme certains le pensent, les salaires de l'Ontario dominent ceux des autres provinces, une équation de courbe de Phillips incluant le taux de chômage de l'Ontario devrait mieux expliquer les variations globales des salaires qu'une équation employant le taux de chômage global comme variable. Il n'en est pas ainsi, comme l'indique le tableau XII. On observe le même résultat quand on substitue aux données globales le taux de variation des salaires et le taux de chômage des provinces de l'est. D'un autre côté, les résultats obtenus en utilisant le taux de l'Ontario ne sont pas très inférieurs à ceux que fournit le taux global; le test n'est donc pas concluant. Un problème fondamental à cet égard réside dans la forte colinéarité existant entre les taux de chômage du Canada et de l'Ontario; celle-ci empêche de déceler facilement les effets régionaux spécifiques qui s'exercent sur les variations globales des salaires.

Ou bien, si l'on suppose que les variations des salaires se transmettent de manière partielle plutôt que totale, le rapport entre le taux de chômage global et celui de l'Ontario devrait exercer un certain effet d'accélération du taux de croissance global des salaires. Mais, comme l'indique le tableau XII, cette variable ne s'avère pas significative dans la courbe de Phillips globale. On a considéré d'autres régions dominantes plausibles (Colombie-Britannique et Ontario; Ontario et Québec; Colombie-Britannique). Ces tentatives n'ont apporté aucune confirmation de l'hypothèse selon laquelle le rapport entre le taux de chômage de certaines régions et la moyenne du pays est un facteur important dans la détermination des variations globales des salaires. Cependant, notre incapacité à déceler à un niveau global un mécanisme de transmission interrégionale « par influence » des salaires pourrait très bien résulter de l'hypothèse inappropriée selon laquelle toutes les régions ont une courbe de Phillips identique. Si, comme le suggère la section précédente, cette condition n'est pas remplie, on doit abandonner l'étude de la courbe de Phillips globale au profit de méthodes impliquant un plus grand niveau de décomposition.

### *Les structures de salaires<sup>5</sup>*

Pour expliquer la persistance de disparités régionales de chômage, on doit disposer d'un modèle incluant l'absence de mobilité de la main-d'œuvre et la rigidité des salaires. Dans le cas du Canada, on propose habituellement le schéma suivant: les salaires ne s'ajustent pas en fonction du marché dans les régions autres que l'Ontario; la structure des salaires devient donc artificielle, d'où un chômage

<sup>5</sup>Mises à part quelques modifications d'ordre rédactionnel, nous reproduisons dans cette section une partie d'une étude préparée par Stanley L. Engerman, de l'Université de Rochester, pour la Commission des prix et des revenus. La section comprend les principaux résultats empiriques contenus dans un document inédit d'Engerman, *Regional Unemployment Differentials and Economic Policy*, 1971.

On estime couramment à propos du pouvoir de marché régional que les variations des salaires dans une industrie donnée sont déterminées conformément aux lois de la concurrence par des pressions de la demande dans une région dominante et

*Les régions «dominantes» en matière de salaires*

*Le comportement non concurrentiel des salaires*

dans ces régions.

Les chapitres suivants sont consacrés à un examen plus approfondi de l'importance relative de l'inefficacité du marché du travail et de l'insuffisance de la demande en tant qu'explications fondamentales du chômage plus élevé dont souffrent les régions de l'est du Canada. Nous envisagerons d'abord la possibilité que l'influence entre salaires régionaux soit cause de l'insuffisance de la demande

Ces caractéristiques des courbes de Phillips des provinces atlantiques conduisent à la conclusion suivante: une meilleure explication des taux de chômage élevés dans ces provinces se situerait entre les deux extrêmes. Apparemment, les taux de chômage supérieurs des provinces atlantiques résultent à la fois d'une insuffisance de la demande et d'un manque d'efficacité du marché du travail à faire concorder l'offre et la demande d'emplois. S'il en est ainsi, les politiques régionales de demande et d'offre de main-d'œuvre peuvent jouer un certain rôle dans ces régions. De plus, la diversité des courbes de Phillips régionales implique que les hypothèses sous-jacentes aux vérifications globales des effets des disparités régionales soient incorrectes. En tant qu'instrument d'analyse des problèmes économiques régionaux, une courbe de Phillips globale n'est probablement qu'un piètre substitut pour des explication en termes d'efficacité différente des marchés du travail.

le propre taux de chômage de la province. Même si notre explication du rôle des variations de salaires de l'Ontario est exacte, on peut encore regrouper les régions selon l'élasticité de leurs salaires par rapport au chômage. Celle-ci est maximale pour le Manitoba et l'Ontario, suivis, par ordre décroissant, de la Saskatchewan, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique, du Québec, et enfin des provinces atlantiques. Suivant les hypothèses du chapitre trois, l'inélasticité des variations de salaires par rapport au chômage dans les provinces atlantiques est compatible avec l'explication du chômage par l'insuffisance de la demande. En même temps, le taux de chômage du Nouveau-Brunswick s'avère une variable significative dans les mêmes équations, et presque significative dans le cas de la Nouvelle-Écosse. Ces résultats tendent à confirmer l'autre

Si on ajoute comme variable explicative la variation des salaires en Ontario, le taux de chômage provincial tend à devenir non significatif, excepté dans le cas de la Saskatchewan. Bien que ce résultat traduise la similitude des variations de salaires dans toutes les provinces, il ne prouve pas que les pressions exercées par les salaires des autres régions soient le facteur déterminant des salaires d'une province. Si les salaires de l'Ontario influençaient totalement les salaires des autres provinces, son taux de chômage devrait évoluer de manière plus favorable. Puisque tel n'est pas le cas, il se peut que la variation des salaires en Ontario représente une mesure plus satisfaisante de la répartition régionale des fluctuations de la demande globale que



TABLEAU XI (Fin)  
Courbes de Phillips régionales, 1953-1970

K	D <sub>68-70</sub>	D <sub>69-70</sub>	U <sub>i</sub>	U <sub>NAT</sub>	U <sub>ONT</sub>	P <sub>i</sub>	W <sub>ONT</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.
---	--------------------	--------------------	----------------	------------------	------------------	----------------	------------------	----------------	------

Saskatchewan	I	11.10	5.17*	-2.50*																						
	II	11.15	3.42	-2.33*	(-3.22)																					
	III	5.36	1.49	-1.34	(-2.29)																					
	IV	3.26		(-1.52)																						
	V	10.36	3.30*	(-.90)																						
	VI	9.06		-1.20																						
	VII	6.29	1.13	-1.90*																						
		(2.05)	(.46)	(-2.50)																						

Alberta	I	6.32	6.33*	-6.9	(-8.85)	-8.9				7.15	(2.29)	7.37														
	II	7.15			(-8.85)	-8.9				7.99*	(3.52)	7.37														
	III	3.51	4.22	(-1.14)						3.04	(3.52)	3.04														
	IV	3.04		(-2.25)						6.29*	(2.49)	6.29*														
	V	7.37	6.29*	(-1.01)						7.37	(3.22)	7.37														
	VI	7.32	6.13*							7.32	(3.22)	7.32														
	VII	-2.55	.82	(.60)						-2.55	(.28)	-2.55														
		(-5.7)	(.28)							(-5.7)		(-5.7)														

Colombie-Britannique	I	8.37	2.45	-6.4*	(-1.82)	-6.5*				8.46	(3.92)	8.37														
	II	8.46			(-1.82)	-6.5*				8.46	(3.92)	8.46														
	III	4.84	-91		(-1.99)	-4.7				4.84	(4.24)	4.84														
	IV	6.68	.99		(-1.68)	-7.9				6.68	(2.39)	6.68														
	V	13.01	2.20	-1.61						13.01	(2.64)	13.01														
	VI	12.80	1.81							12.80	(2.64)	12.80														
	VII	-1.33	-5.58							-1.33	(2.90)	-1.33														
		(-2.2)	(-1.33)							(-2.2)		(-2.2)														

Remarques: (1) K représente le terme constant de la régression; D une variable de substitution; U<sub>i</sub> le taux de chômage de la province en cause; U<sub>NAT</sub> le taux de chômage du pays et U<sub>ONT</sub> celui de l'Ontario; P<sub>i</sub> la variation procentuelle annuelle de l'IPC pour la principale ville de chaque province; et W<sub>ONT</sub> le taux courant de variation procentuelle des salaires en Ontario. (2) R<sup>2</sup> représente la valeur ajustée de R<sup>2</sup>; D.W. le paramètre de Durbin-Watson; les valeurs de t figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression. (3) Les variables significatives au niveau de fiabilité de 5 pour cent sont indiquées par un astérisque.

TABLEAU XI (Suite)

	K	D <sub>68-70</sub>	D <sub>69-70</sub>	U <sub>i</sub>	U <sub>NAT</sub>	U <sub>ONT</sub>	P <sub>i</sub>	W <sub>ONT</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.
Nouveau-Brunswick (Suite)	IV	7.18	(3.06)	4.52*	-.45*	.53	(1.22)	.66	2.34	
	V	6.33	(2.75)	4.07*	(3.32)	-.46		.34	2.39	
	VI	6.05	(2.88)	3.96*		-.55	(-1.03)	.34	2.37	
	VII	3.74	(2.94)	1.50	-.20			.43	2.70	
		(.86)	(.77)		(-.58)		(1.32)			
Québec	I	9.38	(5.38)	2.84*	-.71*			.47	1.67	
	II	9.78	(5.37)	3.17*	(-2.84)			.43	1.49	
	III	6.47	(3.83)	1.77*	(-2.86)		.88*	.67	2.24	
	IV	6.45	(3.83)	2.29*	(-2.41)		(3.03)	.71	2.53	
	V	8.19	(4.13)	2.65*	(-2.16)	-.71*	(3.81)	.39	1.69	
	VI	7.80	(4.87)	2.48*	(-2.23)	-.85*		.38	1.70	
	VII	3.40	(5.07)	-.42	-.25			.68	2.60	
		(1.45)	(.33)		(-1.05)		(.68*)			
Ontario	I	7.76	(5.53)	4.44	-.93*			.66	1.78	
	II	8.21	(5.19)	4.79*	(-2.61)			.56	1.69	
	III	5.60	(5.19)	3.57*	(-2.45)		.56*	.70	2.26	
	IV	4.99	(3.12)	3.80*	(-1.68)		(1.76)	.69	2.51	
	V	8.02	(2.77)	4.61*	(-1.45)	-.74*	(2.63)	.65	1.73	
	VI	(5.14)						—	—	
	VII	—		—				—	—	
Manitoba	I	7.74	(2.43)	5.06*	-.105			.35	1.28	
	II	8.69	(2.28)	3.07	(-1.16)			.16	1.14	
	III	2.22	(.57)	1.68	(-1.16)		1.59*	.48	1.72	
	IV	.75	(.75)	-.71	(-.35)		(2.11)	.46	1.76	
	V	6.37	(2.07)	5.15*	(-.09)	-.49	(3.38)	.30	1.14	
	VI	5.37	(2.88)	5.07*	(-.85)			.28	1.14	
	VII	1.92	(1.89)	1.93	(-.27)			.38	1.22	
		(.36)					(1.37)			



n'est dupe de la dépréciation de la monnaie sur les marchés du travail et, à long terme, il n'existe pas d'incompatibilité entre l'inflation et le chômage. Dans le tableau XI, la variable de prix a un coefficient supérieur à 1 pour la Nouvelle-Ecosse, les provinces des Prairies et la Colombie-Britannique; voisin de 1 pour le Québec; et inférieur à 1 pour les autres provinces. La diversité de ces résultats est troublante, mais peut-être ne reflète-t-elle qu'une erreur d'évaluation de la variable de prix. Dans les provinces pour lesquelles le coefficient est supérieur à 1, des taux régulièrement plus élevés de hausse des prix peuvent conduire à anticiper une accélération de l'inflation des prix et à des augmentations de salaires qui font plus que compenser l'accroissement réel des prix. On ne devrait probablement pas attacher une trop grande importance aux écarts par rapport à l'unité.

TABLEAU XI  
Courbes de Phillips régionales, 1953-1970

	K	D <sub>68-70</sub>	D <sub>69-70</sub>	U <sub>t</sub>	U <sub>NAT</sub>	U <sub>ONT</sub>	P <sub>t</sub>	W <sub>ONT</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.
Terre-Neuve	I	5.25	6.21*	-12					.20	2.19
	II	(1.73)	(2.24)	(-.57)	7.63*	-15			.23	2.51
	III	5.71	6.24*	(2.39)	(-.68)	-12			.14	2.19
	IV	(1.96)	(1.80)	(-.54)	7.18*	-11			.22	2.58
	V	5.30	6.53*	(-.47)					.19	2.25
	VI	4.67	6.48*	(-.22)					.19	2.25
	VII	(.99)	(2.38)	(-.30					.52	2.86
		4.81	(1.12)						1.85*	
		-6.21	(1.43)						(3.16)	
Nouvelle-Ecosse	I	5.61	6.33*	-28					.57	2.29
	II	(2.13)	(4.46)	(-.72)	7.12*	-37			.53	1.88
	III	6.46	(2.36)	(-.91)	(4.05)	-38			.68	2.63
	IV	4.16	1.35*	(-1.14)	3.31*	-40			.71	2.60
	V	4.21	(1.76)	(-1.26)					.59	2.28
	VI	6.18	6.61*	(-1.09)					.60	2.29
	VII	(2.68)	(4.92)						.75	2.84
		6.15	6.49*						.95*	
		-1.85	(2.95)						(3.23)	
		(-.60)	(1.51)							
Nouveau-Brunswick	I	8.31	3.40*	-47					.40	2.48
	II	(3.01)	(2.53)	(-1.61)	5.39*	-52			.65	2.00
	III	8.73	(4.35)	(-2.41)	(4.60)	-42			.42	2.48
		6.49	(1.05)	(-1.45)					.83	
		(2.21)							(1.27)	

Si  $b_2 = 1$ , c'est à dire si les augmentations de salaires suivent parfaitement les hausses de prix, la courbe de Phillips à long terme est verticale et les salaires réels s'élèvent du taux tendanciel de croissance de la productivité.

$$\text{et, si les données empiriques indiquent que } a_1 = 1, P = \frac{1 - b_2}{(b_1 - a_2)\lambda + g(u)}.$$

<sup>4</sup>Considérons un modèle à deux équations seulement de la spirale salaires-prix. On exprime normalement les variations de prix  $P$  par une équation de la forme  $P = a_1 W - a_2 \lambda + C$ , où  $W$  représente la variation des salaires,  $\lambda$  le taux tendanciel de croissance de la productivité totale et de la productivité du travail, et  $C$  l'utilisation de la capacité de production, ou la différence entre la production potentielle et réelle. Les variations de salaires s'écrivent alors  $W = b_1 \lambda + b_2 P + g(u)$ , où  $P$  est la variation de prix anticipée et  $g(u)$  la courbe de Phillips  $g(u) = u$  du tableau XI. Dans une situation d'équilibre de longue période, les variations de prix réelles et anticipées sont égales,  $C = 0$ , donc en combinant ces deux équations, on obtient

$$P = \frac{1 - a_1 b_2}{(a_1 b_1 - a_2)^2 + a_1 g(u)}$$

La dimension du coefficient de la variable de prix, ou, plus précisément, le fait que sa valeur soit proche de l'unité, est intéressante du point de vue de la théorie et de la politique économique. On ne peut démontrer l'existence d'une courbe de Phillips de longue période que si les augmentations de salaires ne reflètent pas parfaitement les hausses de prix<sup>4</sup>. Si le coefficient des prix est égal à 1, personne

des attentes sur le comportement des salaires.

La dimension du coefficient de la variable de prix, ou, plus précisément, le fait que sa valeur soit proche de l'unité, est intéressante du point de vue de la théorie et de la politique économique. On ne peut démontrer l'existence d'une courbe de Phillips de longue période que si les augmentations de salaires ne reflètent pas parfaitement les hausses de prix<sup>4</sup>. Si le coefficient des prix est égal à 1, personne

des attentes sur le comportement des salaires.

La dimension du coefficient de la variable de prix, ou, plus précisément, le fait que sa valeur soit proche de l'unité, est intéressante du point de vue de la théorie et de la politique économique. On ne peut démontrer l'existence d'une courbe de Phillips de longue période que si les augmentations de salaires ne reflètent pas parfaitement les hausses de prix<sup>4</sup>. Si le coefficient des prix est égal à 1, personne

des salaires.

Les modifications des prix semblent également jouer un rôle important dans la détermination des variations de salaires. La variable de prix est significative pour toutes les provinces, sauf Terre-Neuve et le Nouveau-Brunswick; il est donc possible que l'offre de main-d'œuvre dépende plus des variations des salaires réels que de celles des salaires nominaux. Généralement, l'intégration des prix à l'équation de régression se traduit également par une diminution de la valeur et du caractère significatif du coefficient du taux de chômage. L'élasticité des variations des salaires nominaux par rapport au taux de chômage s'avère donc surestimé quand on ne prend pas en compte les variations concurrentes du coût de la vie. L'inclusion de la variable de prix réduit en général également la dimension et le caractère significatif de la variable de substitution; il se peut donc que les variations courantes des prix et la variable de substitution reflètent chacune en partie l'influence des modifications

pas de les expliquer de manière plus satisfaisante.

Les variables de substitution sont régulièrement significatives du point de vue statistique sans que l'une ne soit manifestement supérieure à l'autre. Ainsi, les variables de substitution sont significatives dans le cas de toutes les provinces, sauf le Manitoba et la Saskatchewan pour celle de 1969-1970, et la Colombie-Britannique pour celle de 1968-1970. La variable de substitution pour 1968-1970 est plus satisfaisante que l'autre pour cinq des neuf provinces, à savoir la Saskatchewan, le Manitoba, l'Ontario, le Québec et la Nouvelle-Ecosse. Etant donné cette diversité, on ne peut pas déterminer à quelle date (1968 ou 1969) les attentes ou autres facteurs de modification sont devenus une source importante de variation

considération des conditions des marchés du travail d'autres provinces ne permet étroitement liées aux conditions internes des marchés du travail et la prise en signification statistique. Les variations des salaires dans une province sont même dans ces deux cas, l'amélioration des valeurs de  $R^2$  n'est que faible et sans provinces. Les seules exceptions à cet égard sont la Nouvelle-Ecosse et l'Alberta et, variation du taux de changement des salaires, et ce, pour presque toutes les UNAT et UONT, lorsque substituées à  $U_1$ , expliquent dans une moindre mesure la



appropriées, les représentations graphiques de la dispersion révèlent que, dans toutes les régions, la courbe de Phillips s'est éloignée de l'origine au cours des années 1968-1970. Ce déplacement représente peut-être l'influence des attentes inflationnistes sur les salaires négociés. Afin de tenir compte de cette modification structurelle et de relier les deux périodes, on a utilisé dans toutes les équations une variable de substitution  $D$  égale à l'unité pour les années 1968 à 1970, ou 1969 à 1970. Cette méthode permet la prise en compte grossière de l'importance des réactions liées aux prévisions de salaires que l'on ne peut mesurer plus directement. Toutefois, le fait d'attribuer le déplacement de la courbe de Phillips aux attentes n'élimine pas l'influence possible d'autres facteurs.

Nous avons essayé les formulations suivantes des courbes de Phillips pour toutes les provinces, sauf l'île du Prince Édouard:

(1)  $W_i = f(U, D)$ , où  $D$  représente l'une des deux variables de substitution possibles et  $U$  le taux de chômage de la  $i^{\text{ème}}$  région, ou le taux de chômage du pays,  $U_{NAT}$ , ou le taux de chômage de l'Ontario,  $U_{ONT}$ .

(2)  $W_i = f(U_i, D, P_i)$ , où  $P_i$  est le taux de variation procentuel de l'indice des prix à la consommation (IPC) pour la principale ville de la  $i^{\text{ème}}$  région.

(3)  $W_i = f(U_i, D, W_{ONT})$ , où  $W_{ONT}$  représente le taux de variation procentuel des salaires en Ontario. L'Ontario abrite le marché du travail le plus important du Canada et c'est souvent dans cette province, coeur industriel du pays, que les salaires sont les plus élevés dans un secteur donné. C'est pourquoi on prend le taux de variation des salaires en Ontario comme un facteur déterminant distinct des variations des salaires des autres provinces. Le caractère significatif de cette variable et son aspect déterminant quant au propre taux de chômage de la région seraient compatibles avec l'existence d'un pouvoir institutionnel puissant sur le marché du travail. Cette interprétation deviendrait moins convaincante si le taux de chômage de la région représentait un moyen de mesure inapproprié de l'excédent de l'offre de main-d'œuvre dans ladite région. L'importance du pouvoir de marché serait toutefois plus plausible si, étant donné l'aspect déterminant de  $W_{ONT}$  par rapport à  $U_i$ , le taux de chômage de l'Ontario expliquait de manière plus satisfaisante que celui de la région i les variations de salaires de cette région.

Le tableau XI indique l'ensemble des sept régressions effectuées pour chacune des neuf provinces. Les deux premières régressions révèlent que le taux de chômage de la province est un facteur déterminant de son taux de variation des salaires dans le cas du Nouveau-Brunswick (mais seulement pour la variable de substitution 1969-1970), du Québec, de l'Ontario, de la Saskatchewan et de la Colombie-Britannique. Pour Terre-Neuve, la Nouvelle-Écosse, le Manitoba et l'Alberta, leur taux de chômage n'est pas une variable significative<sup>3</sup>. Comme l'indiquent leurs taux de chômage, les conditions des marchés du travail de ces provinces n'exercent pas d'effet mesurable sur le taux de croissance des salaires.

Les conditions des marchés du travail extérieurs (c'est-à-dire des autres provinces) ont-elles plus d'influence sur la détermination des salaires de la province que la situation de son propre marché du travail? Apparemment pas, puisque les variables

<sup>3</sup> Bien que nous n'indiquions pas ces résultats pour des raisons de brièveté, la substitution des taux de chômage réciproques de chaque province à  $U_i$  fournissait des régressions encore moins satisfaisantes. L'éventail des données disponibles n'indique pour aucune région une courbe de Phillips non linéaire.

<sup>2</sup> Afin de déceler les différences entre les courbes de Phillips des régions A et B, on peut vérifier cette hypothèse en appliquant les coefficients de pondération des secteurs industriels de A aux variations des salaires sectoriels de B et en comparant la courbe de Phillips résultante de B avec ce que l'on obtient quand on pondère les mêmes variables de salaires selon la composition industrielle de B. Dans notre étude, nous n'avons pas utilisé cette méthode qui mérite des recherches plus approfondies.

L'utilisation de données annuelles permet de rendre compte de la base annuelle qui préside à la plupart des ajustements contractuels de salaires. Les régressions trimestrielles dont la variable dépendante correspond à la variation procentuelle, couvrant quatre trimestres, des salaires et à un quart de l'ajustement annuel des salaires censé survenir chaque trimestre ont fourni des résultats inférieurs à ceux des régressions fondées sur les données annuelles et nous n'indiquerons pas ces résultats. On a initialement évalué les régressions pour la période 1953-1968, puis, lorsque de nouvelles données sont devenues disponibles, pour la période 1953-1970. Les régressions estimées pour cette dernière période fournissent des résultats moins

régionales<sup>2</sup>.  
L'absence de dissemblances prononcées des structures industrielles régionales, rend peu plausible le fait que des coefficients de pondération différents des industries puissent expliquer de manière satisfaisante la diversité des courbes de Phillips. L'indique le tableau IX, dans les trois secteurs, les taux de variation des salaires ont l'ajustement des salaires. Selon toute probabilité, la réponse est négative car, comme représenterait une entité analytique artificielle et un moyen inapproprié d'étude de variable de la composition industrielle régionale? Si cela était, la région n'y voir que le résultat de la diversité des courbes de Phillips industrielles et d'une courbe de Phillips. Ceci soulève un autre problème quant à la comparaison interrégionale des courbes de Phillips. Si celles-ci diffèrent selon les régions, doit-on pondérées des coefficients sectoriels que fournirait ce type de décomposition de la régression obtenus pour les courbes de Phillips régionales comme des moyennes manufacturières et de la construction. On devrait interpréter les coefficients de salaires aux variations des taux de chômage régionaux dans les industries minières, non au niveau industriel, nous n'examinerons pas séparément les réactions des

Notre objectif étant d'étudier le comportement des salaires au niveau régional et dans toutes les régions.  
L'influence relative de ces deux facteurs sur les gains horaires moyens est identique processus d'ajustement des salaires dans les diverses régions, on suppose que salaires à s'élever alors que les niveaux du chômage sont faibles. Afin de comparer le situation de la demande et de la production ainsi que toute tendance des taux de mieux rémunérés, la courbe de Phillips reflètera des modifications de la composition industrielle selon un mécanisme que l'on peut relier de manière systématique au niveau du chômage. Si, en période de demande vigoureuse, on assiste à un transfert de main-d'œuvre des emplois moins rémunérés vers les emplois de travail, les gains horaires moyens pondérés sont sensibles aux modifications de la D'un autre côté, bien qu'ils ne réagissent pas aux changements du nombre d'heures taux de salaires réels aux variations de la demande que les gains horaires moyens. Il permettrait donc une évaluation moins fiable des ajustements de la main-d'œuvre. Le concept de salaires parce qu'il dépend plus des variations de l'utilisation de la



d'une valeur moindre de la variable de variance. Cette relation inverse semble plus systématique que celle qui unit le taux de variation des salaires et le niveau du

chômage. Les définitions proposées par Thomas et Stoney ou par Holt (équations 3-B et 3-C, chapitre trois) ne fournissent pas de résultats plus satisfaisants. Dans les deux cas, la variable mesurant la gravité des déséquilibres du marché du travail régional a un coefficient négatif non significatif. Les courbes de Phillips globales ne permettent pas de déceler une influence notable des déséquilibres des marchés du travail régionaux sur le rythme global d'accroissement des salaires. Ces résultats ne suggèrent en rien l'existence d'une répartition optimale du chômage régional qui minimiserait l'inflation des salaires<sup>1</sup>.

Avant de pouvoir adhérer à cette conclusion, on doit examiner l'évolution qui pourrait lui donner naissance. Il se peut que les courbes de Phillips linéaires de chaque région aient des pentes identiques, la répartition du chômage régional perdant alors tout lien avec les variations globales des salaires. Ou bien, les données au niveau global peuvent se trouver faussées par un biais d'aggrégation qui entraîne une formulation erronée de l'équation de régression. Une hypothèse essentielle lors du calcul de ces équations est que les courbes de Phillips de toutes les régions sont de même pente. Si cette hypothèse n'est pas valable, les deductions quant aux effets des disparités régionales sur les courbes de Phillips globales ne le sont pas plus. Dans les deux cas, on se trouve manifestement devant la nécessité de décomposer et d'examiner le comportement de la courbe de Phillips à un niveau régional.

Rappelons brièvement que, comme nous l'avons vu dans le chapitre trois, les courbes de Phillips adaptées aux marchés du travail régionaux ne satisfont pas aux exigences même les plus élémentaires de l'analyse de régression. On se trouve aux prises avec un problème de simultanéité insoluble; seul le développement de modèles régionaux plus complets permettrait de traiter ce problème de façon satisfaisante. Pour une région, le chômage n'est pas une variable exogène du fait de la liaison causale réciproque entre les salaires et le chômage, et du fait que les mouvements interrégionaux de travailleurs, et par conséquent, le chômage régional, réagissent aux écarts de salaires. Le même problème de variables exogènes subsiste quand on considère des variables supplémentaires — en particulier les variations des prix à la consommation et des salaires survenant dans d'autres régions — comme facteurs déterminants des modifications des salaires régionaux. Étant donné ces limites, on devrait considérer les courbes de Phillips régionales présentées dans notre étude comme des tentatives de décrire les mécanismes d'ajustement des marchés du travail régionaux plutôt que comme des modèles structurels ou simplifiés de ces marchés.

Pour toute région, la moyenne pondérée des gains horaires moyens dans les industries minières, manufacturières et de la construction représente la variable dépendante de l'analyse de régression. L'insuffisance des données limite l'analyse à ces trois secteurs. L'utilisation des salaires hebdomadaires moyens aurait permis l'examen d'un plus large éventail d'activités. Cependant, on n'a pas retenu ce

<sup>1</sup> Les déséquilibres les plus importants sont peut-être de nature intrarégionale plutôt qu'interrégionale. Du fait de l'absence de données sur les taux de chômage au niveau intrarégional, on ne peut étendre ces modèles à ce niveau d'analyse.

TABLEAU X (Suite)  
Disparités régionales de chômage et courbe  
de Phillips globale, 1953-1970

3 - B <sup>1</sup>		K	$\ln U^{NAT}$	$\frac{S^2}{2U^2}$	$(\ln U - \frac{S^2}{2U^2})$	p/p	A	R <sup>2</sup>	D.W.
p = .99	5.83	(2.17)	1.48	(-1.59)	1.41	(6.58)	(-1.74)	.77	1.31
	4.82	(4.82)	1.41	(6.91)	1.41	(6.91)		.78	1.35
	(2.39)	(-1.56)							
	7.45	(-2.29)	-15.57		1.41	(6.03)	(-4.2)	.77	1.56
		(6.03)	(-1.82)	(-.95)					
3 - D		K	$\ln U^{NAT}$	D(U)	$\ln U - \ln U - 1$	p/p	R <sup>2</sup>	D.W.	
p = .99	12.8	(2.39)	(-1.704)	(-5.72)	-22.0	.05	.37		
	12.1	(-1.82)	-3.3	-7.60		.58	1.14		
	(1.37)	(-1.82)	(-3.61)		3.4	.11	.30		
	12.5	(-2.08)	-4.6	(-0.23)	(1.40)				
	(2.40)	(-2.08)	6.2	3.2		.63	1.07		
	14.6	(-3.35)	(.344)	(2.82)					
	(2.00)	(-3.35)	-28.8		1.35	.80	1.52		
	7.69	(-2.15)	(-1.65)		1.35				
	(3.03)	(-2.11)	-28.6	.03	(7.39)				
	7.70	(-2.15)			1.35	.79	1.53		
	(2.91)	(-1.90)	(1.43)	(.024)	(6.50)				
3 - C		K	$\frac{1}{U^{NAT}}$	$\frac{1}{U^{NAT}} - \frac{S^2}{2U^2}$	$\frac{1}{U^{NAT}} - \frac{1}{U^{NAT}}$	$\frac{S^2}{U^3}$	p/p	R <sup>2</sup>	D.W.
	11.04	(1.72)	-2.68	(-7.5)	-28.33	1.4	(6.65)	.814	1.37
	3.32	(.743)							
	1.05	15.72	-1.01	(-21)	-28.33	1.4	(5.73)	.818	1.48
	(.17)	(1.44)	-3.11	(-83)		1.47	(6.70)	.81	1.34
		3.98	9.04						
		(.87)	(1.63)						

Notes: (1)  $S^2$  représente la variance des taux de chômage régionaux, définie par  $S^2 = \sum \alpha_i (U_i - U)^2$ , où  $\alpha_i$  est la fraction du total de la main-d'œuvre comprise dans la région i  
(2) Dans tous les cas, la variable dépendante est la variation procentuelle annuelle des gains horaires moyens.  
(3) P/P représente la variation procentuelle annuelle de l'indice des prix à la consommation.  
(4) U ou  $U^{NAT}$  représente le taux de chômage global;  $U^{ONT}$  le taux de chômage en Ontario. K est le terme constant de la régression.  
(5) Les numéros tels que 3-A, 3-B, etc. renvoient à l'identité portant le même numéro et décrite dans le chapitre trois.  
(6) 3-B<sup>1</sup> est une variante de 3-B. Avec 3-B, on suppose que la courbe de Phillips correspond à une fonction de la forme  $f(U) = a + b U^{-1}$ ; avec 3-B<sup>1</sup>, ce serait  $f(U) = a + b \ln U$ . A est égal à  $\ln U^{NAT} - \ln U^{ONT} - S^2/2U^2$ ; il sert à déceler l'influence particulière des conditions du marché du travail de l'Ontario sur les échelles de salaires au Canada. Le terme correspondant de l'équation 3-C est  $1/U^{NAT} - 1/U^{ONT}$ . On trouvera une explication complète dans l'article de Thomas et Stoney mentionné dans la bibliographie.  
(7)  $\rho$  est le paramètre de Hildreth-Lu; dans les régressions indiquées, on a appliqué la méthode de Hildreth-Lu pour corriger l'autocorrélation.  
(8) Les paramètres t sont indiqués entre parenthèses sous les coefficients de régression.  $R^2$  correspond à la valeur corrigée de  $R^2$  et D.W. le paramètre de Durbin-Watson.



Régression								
3 - A	$p = .9$	K	$U^{NAT}$	$S^2$	$p/p$	$R^2$	D.W.	
		6.190	.42	-.794		.18		.47
		(2.26)	(.49)	(-1.55)				
		8.56	-.28	-.40		.23		1.02
		(3.24)	(-.70)	(-1.32)				
		2.57	.261	-.43		.84		1.72
		(1.76)	(.624)	(-1.69)				
<hr/>								
3 - B		K	$1/U^{NAT}$	$\frac{S^2}{U^3}$	$(1/U-S^2 \frac{U^3}{U^3})$	$p/p$	$R^2$	D.W.
		.097	9.22			1.4	.805	1.35
		(.081)	(1.57)			(6.84)		
		3.98			9.04	1.47	.81	1.34
		(.87)			(1.63)	(6.70)		
		-.202	16.44	-35.43		1.38	.817	1.50
		(-1.16)	(1.66)	(-.91)		(6.59)		

Disparités régionales de chômage et courbe  
de Phillips globale, 1953-1970

TABLEAU X

Le tableau X résume les résultats fournis, à partir des données annuelles de 1953 à 1970, par les modèles de régression qui incorporent dans la formulation conventionnelle de la courbe de Phillips les effets de la diversité régionale des taux de chômage. L'hypothèse de l'aggrégation non linéaire est manifestement difficile à soutenir. Selon la définition d'Archibald (équation 3-A, chapitre trois), la variable de variance s'avère faiblement significative, mais de signe négatif. Elle tend également à dominer la variable du taux de chômage, laquelle semble avoir un signe positif statistiquement non significatif. L'équation implique qu'une disparité accrue des taux de chômage réduirait le taux global de variation des salaires; or cette implication est diamétralement opposée à l'hypothèse de l'aggrégation non linéaire. Ce résultat étrange peut s'expliquer si la variable de variance sert de substitut aux mesures de la demande globale. Comme nous l'avons mentionné précédemment, il existe une forte corrélation positive entre le taux global de chômage et la dispersion des taux de chômage régionaux. Lorsque la demande globale est vigoureuse et exerce une pression à la hausse du taux de variation des salaires, elle s'accompagne

Deséquilibres régionaux et  
courbes de phillips régionales

verrons également si le comportement passé de la structure interindustrielle des salaires dans les diverses régions est compatible avec cette hypothèse. Enfin, nous étudierons brièvement le mécanisme institutionnel de négociation collective eu égard aux liens interrégionaux directs entre les salaires. Nous terminerons la section en essayant de voir comment le lien institutionnel direct entre les salaires pourrait se propager et influencer d'autres secteurs dans une région où l'on observe aucune liaison directe. Dans le chapitre cinq, nous examinerons l'autre hypothèse possible, selon laquelle l'efficacité différente des marchés du travail à faire concorder l'offre et la demande d'emplois selon les régions explique la majeure partie des écarts entre les taux de chômage régionaux.

# chapitre quatre

## COURBES DE PHILLIPS RÉGIONALES ET ASPECTS INSTITUTIONNELS DU MARCHÉ DU TRAVAIL

### *Introduction*

Dans ce chapitre, nous envisagerons deux problèmes majeurs de l'ajustement des marchés du travail au niveau régional. Premièrement, la répartition régionale du chômage exerce-t-elle un effet mesurable sur la relation globale entre les variations des salaires et le chômage? Deuxièmement, quelle est l'importance des conditions de concurrence imparfaite prévalant sur les marchés du travail régionaux eu égard à la variance persistante des taux de chômage régionaux?

La première section contient une analyse empirique des caractéristiques de la courbe de Phillips qui permettent aux déséquilibres des marchés du travail régionaux de former des sources indépendantes d'inflation des salaires. Nous avons décrit ces caractéristiques dans le chapitre trois. Notre but est de déterminer si des politiques anti-inflationnistes destinées à modifier la diversité des taux de chômage régionaux peuvent être efficaces. Nous avons recouru à deux conceptions différentes. L'une concerne l'intégration de mesures approximatives du déséquilibre régional à l'évaluation de la courbe de Phillips globale. Selon l'autre, on s'efforce d'estimer une courbe de Phillips distincte pour chaque région.

Dans la seconde section, nous examinerons l'une des deux hypothèses capables d'expliquer la similitude des variations des salaires dans les diverses régions et la différence des taux de chômage régionaux. On suppose alors qu'une structure interrégionale rigide des salaires entrave la transmission régionale des variations de la demande globale, de telle façon que la détermination des prix dans certaines régions les place régulièrement plus loin d'une situation de plein emploi que les autres régions. Nous considérerons d'abord la possibilité que les variations de salaires survenant en Ontario déterminent les fluctuations globales des salaires. Nous



d'inflation des salaires.  $D(U)$  est nul si toutes les régions ont un taux de chômage identique. Cette conception se distingue de celle d'Archibald en ce qu'une variation proportionnelle de tous les taux de chômage ne modifierait pas  $D(U)$  mais affecterait la variance de l'emploi. Elle rappelle la conception de Stonley et Thomas en ce que  $D(U)$  et  $U$  ont, a priori, le même coefficient. Toutefois, si on abandonne la condition d'une courbe de Phillips identique dans toutes les régions, la valeur de  $b$  dans l'équation 3-C devient une moyenne pondérée des pentes des différentes courbes de Phillips régionales. On ne peut anticiper son signe car une répartition donnée du chômage régional pourrait élever ou abaisser le taux global d'inflation des salaires selon la pente des courbes de Phillips régionales.

de la région A. On pourrait réduire le chômage jusqu'à  $Ub_1$  dans la région A sans provoquer une hausse du taux de variation des salaires.

(3) *Hypothèse III*: le taux de croissance identique des salaires dans les deux régions résulte du jeu conjugué d'éléments des deux premières hypothèses. Selon cette hypothèse, les taux de chômage supérieurs de certaines régions sont attribuables à une combinaison d'inefficacité relative du marché du travail et d'insuffisance relative de la demande. Du point de vue de la politique économique, le problème important consiste à déterminer dans quelles proportions chaque type de difficultés affecte le marché du travail. Considérons le graphique 4. Avec cette hypothèse, on peut scinder l'écart entre les taux de chômage régionaux,  $Ub_1 - Ua_2$ , en une fraction due à l'insuffisance de la demande,  $Ua_1 - Ua_2$ , et une fraction due aux différences d'efficacité du marché du travail,  $Ub_1 - Ua_1$ . Dans ce cas général,

$$\frac{Ub_1 - Ua_2}{Ub_1 - Ua_1} \quad \frac{Ub_1 - Ua_2}{Ua_1 - Ua_2}$$

peut-être le plus réaliste, la région A, où le chômage est élevé, aurait une courbe de Phillips horizontale (la ligne pointillée A-A') comprise entre les taux de chômage  $Ua_1$  et  $Ua_2$ . Pour un taux de chômage inférieur à  $Ua_1$ , les hausses de salaires dans la région A seraient supérieures à celles de la région B lorsque le marché du travail deviendrait plus tendu dans la région A que dans la région B. S'il devait en être ainsi, le lien entre les salaires des deux régions disparaîtrait et la courbe de Phillips aurait une pente plus accentuée dans la région à fort chômage.

Les courbes de Phillips que nous avons calculées sont présentées dans le chapitre quatre. Nous les interpréterons à partir de ces prévisions sur la façon dont les différents problèmes des marchés du travail affectent l'ajustement des variations de salaires au chômage. Toutefois, avant de passer à l'étude de ces résultats, il est utile d'examiner une autre conception possible des effets de dispersion du point de vue de la courbe de Phillips, conception utilisée par Holt et ses collaborateurs. Comme précédemment, la courbe de Phillips de la  $i^{\text{ème}}$  région peut s'écrire:

$$\ln \left( 1 + \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} \right)_i = \Delta \ln W_i = r_i - b_i \ln (U_i)$$

où  $U_i$  représente la quantité du chômage régional par rapport à celle de l'emploi régional. Si l'élasticité des salaires est la même dans toutes les régions,  $b_i = b$ ,  $i = 1, \dots, n$ . Le taux global d'inflation des salaires correspond à la somme pondérée des taux régionaux:

$$\Delta \ln W = \sum_i a_i \ln W_i \text{ ou } \Delta \ln W = C - b \sum_i a_i \ln U_i$$

où  $C = \sum_i a_i r_i$  et où on utilise les coefficients de pondération de l'emploi  $N_i/N$  comme valeurs approximatives des coefficients de pondération des salaires  $W_i/W$ . Si on ajoute et soustrait le terme  $b \ln U$ , où  $U = \sum_i a_i U_i$ , à cette dernière équation, on obtient:

$$(3-D) \quad \Delta \ln W = C - b \ln U + b \left[ \sum_i a_i \ln (U/U_i) \right] = C - b \left[ \ln U - D(U) \right],$$

où  $D(U) = \sum_i a_i \ln (U/U_i)$  représente la variable de dispersion non linéaire mesurant l'effet des déséquilibres des marchés du travail régionaux sur le taux global





Ce comportement du marché du travail peut s'écrire :

$$\frac{W_t}{W_{t-1}} = A \left( \frac{U}{V} \right)^\omega$$

où le rapport entre les niveaux des salaires de deux périodes successives est fonction de facteurs autonomes (A), comme les syndicats et les attentes, et où le paramètre  $\omega$  mesure la réaction des niveaux de salaires au degré de tension du marché du travail  $\left( \frac{U}{V} \right)$ . Si l'on élimine V, la combinaison de la relation emplois vacants-chômage et de l'équation de réaction des salaires nous fournit l'expression logarithmique d'une courbe de Phillips :

$$\frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} = \ln \left( 1 + \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}} \right) = \ln A + \left( \frac{\omega}{\omega - 1} \right) \ln \left( \frac{f + g}{h} \right) - \omega \left( \frac{u + v}{u + v} \right) \ln U_t.$$

L'avantage de cette identité est d'exprimer une fonction directe des caractéristiques de comportement du marché du travail. Les déplacements vers le point d'origine de la courbe de Phillips, qui réduisent le taux d'inflation des salaires associé à un niveau donné de chômage, doivent résulter d'une combinaison de politiques ayant les effets suivants : une réduction de l'élasticité des salaires par rapport à la tension des marchés du travail ( $\omega$ ) ; une meilleure concordance entre les emplois vacants et les travailleurs disponibles ( $h$ ) ; une diminution de l'instabilité de l'emploi ( $f$  et  $r$ ) ; ou une atténuation des facteurs autonomes exerçant des pressions sur les salaires (A). Les courbes de Phillips régionales indiquent dans une certaine mesure l'efficacité relative des marchés du travail régionaux lorsqu'on compare les différences des pentes évaluées et des coefficients d'intersections. Si une région connaît des difficultés particulières à faire concorder sa main-d'œuvre avec les emplois disponibles, sa courbe de Phillips aura, toutes choses égales par ailleurs, une pente et des coefficients d'intersection relativement élevés.

On peut expliquer plus facilement cette dernière observation à l'aide des graphiques ci-dessous. Les axes V et U correspondent respectivement aux postes restant vacants et aux travailleurs en chômage, dans une région donnée. Les différentes courbes du plan V-U concernent les régions A et B. Si, dans chaque région, la main-d'œuvre était homogène et sa mobilité instantanée, la courbe emplois vacants-chômage se confondrait avec les axes car on ne pourrait avoir en même temps du chômage et des emplois vacants. Lorsque le marché du travail d'une région souffre d'un problème structurel, les emplois vacants coexistent avec le chômage après le renouvellement normal de la main-d'œuvre ; ceci, parce que les salaires relatifs et la mobilité de la main-d'œuvre ne peuvent pas s'ajuster et équilibrer tous les différents marchés du travail d'une région. Pour une région dont les difficultés structurelles sont plus prononcées qu'ailleurs, la fonction emplois vacants-chômage sera donc plus éloignée de l'origine. Le déséquilibre structurel revêt un autre aspect : pour une variation donnée du niveau des emplois vacants, les régions ayant les marchés du travail les moins efficaces connaîtront la plus faible baisse de chômage ; ainsi, la pente de leur courbe emplois vacants-chômage sera plus forte. C'est pourquoi, dans le graphique 4, la région A possède un marché



Les variations de la demande globale modifient le rapport entre  $V$  et  $U$  tout en respectant ces conditions d'équilibre. Quand les marchés du travail deviennent plus tendus et que  $V, U$  croît, les employeurs ont plus de difficulté à recruter des employés et font des propositions de salaire plus généreuses, qu'acceptent les travailleurs à la recherche d'un emploi. Quand un nombre assez grand d'employeurs réagit ainsi, on assiste à une inflation générale des salaires. À l'inverse, quand la demande globale s'affaiblit et que le chômage augmente par rapport aux emplois vacants, il est facile pour les employeurs de recruter de la main-d'œuvre ou de recruter leurs employés, et les travailleurs à la recherche d'un emploi accepteront vraisemblablement des offres de salaire inférieures, lorsque la durée moyenne du processus de recherche d'un emploi s'allonge.

expression, qui devient:

$$U^{u+r} V^{v-r} = \frac{h}{f + g}.$$

Si  $u + v \approx 1$  et  $\left(\frac{U}{V}\right)^r \approx 1$  servent d'approximations, on peut simplifier cette

$$U^{u+r} V^{v-r} = \left[\frac{h}{f + g} + \frac{h}{g} \left(\frac{U}{V}\right)^r\right] N^{1-u-v}.$$

qui est indépendante du niveau de la demande globale:

Si on substitue  $U$  et  $V$  dans la relation précédente en exprimant ces variables comme des fractions de l'emploi, on obtient une relation d'équilibre, entre  $V$  et  $U$ , sont jamais considérables en pratique.

variations des dites quantités, les écarts à partir de cette condition d'équilibre ne affectant les différentes quantités sont suffisamment importants par rapport aux que les nouveaux embauchages, on observerait l'évolution inverse. Puisque les flux stochastique des flux. Si le renouvellement était temporairement plus important les nouveaux embauchages décroitraient faiblement jusqu'au retour à l'égalité par rapport aux emplois vacants; le renouvellement s'élèverait légèrement et la variation de l'emploi serait plus grande que  $g$  et le chômage diminuerait égaux. Si les nouveaux embauchages devaient être supérieurs au renouvellement, réduisent l'emploi tendent vers une situation d'équilibre stochastique, où ils sont l'emploi. Par conséquent,  $H = F + g N$  et,  $g$  étant donné, les flux qui accroissent et embauchages et celui des cessations d'emploi est égale à la variation quantitative de interrompue à un taux tendanciel  $g$ , la différence entre le flux des nouveaux Pendant une expansion économique, lorsque l'emploi croît de façon in-

donc s'exprimer comme:  $H = h U^u V^v$ .

de l'efficacité de placement,  $h$ . L'ampleur du flux des nouveaux embauchages peut décroissants de chaque variable. Les nouveaux embauchages dépendent également par les coefficients d'élasticité  $u$  et  $v$  de  $U$  et  $V$ , qui reflètent les rendements appropriés aux travailleurs disponibles, tel que mesuré par le produit  $UV$  et modifié Le flux des embauchages,  $H$ , dépend du nombre potentiel d'emplois vacants rythme du renouvellement.

multiplicatif qui reflète l'influence de la dimension du marché du travail sur le

subit l'influence des variations de salaires réels plutôt que de salaires nominaux) qu'à la fonction de la demande pour la main-d'œuvre. On suppose donc que la variable IPC rend compte de l'effet exercé sur l'offre de main-d'œuvre par les variations des niveaux de salaires et de prix survenant dans tous les secteurs de l'économie<sup>9</sup>.

On est également incité à inclure l'IPC parce qu'il peut représenter une variable substitut adéquate de l'influence des attentes sur les conventions salariales courantes. Les employés peuvent utiliser les fluctuations courantes de l'IPC comme des indications assez fiables des futurs taux d'inflation lorsque les contrats salariaux ne comportent aucune clause d'indexation au coût de la vie.

On fait face à un problème de simultanéité peut-être plus grave lors des tentatives de spécification des courbes de Phillips au niveau régional. Dans la définition de la courbe de Phillips, on suppose que le niveau de l'excédent de la demande de travail (chômage) détermine le taux de variation des salaires. Cependant, lorsque des régions produisent concurrentiellement un même bien, l'inverse pourrait se produire. Dans le modèle précédent, si les variations de salaires dans les régions dominantes se transmettaient aux régions influencées par des mécanismes non concurrentiels, les variations de salaires dans lesdites régions influencées pourraient y expliquer la majeure partie du niveau de chômage observé. On pourrait même trouver une courbe de Phillips de pente positive dans les régions où ce type de comportement des salaires prévaut.

Nous avons souligné les faiblesses conceptuelles de la courbe de Phillips en ce qui concerne sa relation avec le comportement du marché du travail. Quelques auteurs, dont Holt et ses collaborateurs<sup>10</sup>, ont essayé d'expliquer la forme de la courbe de Phillips en fonction des caractéristiques structurelles des marchés du travail. Leur conception se distingue par l'importance accordée aux propriétés de renouvellement de la main-d'œuvre impliquant le large flux d'«entrée» et de «sortie» des rangs des chômeurs. Le marché du travail est en perpétuel mouvement: certains participants y perdent sans cesse des emplois du fait de démissions ou de licenciements; d'autres, qui étaient chômeurs ou n'appartenaient pas à la main-d'œuvre sont engagés comme employés. Bien entendu, certains embauchages n'impliquent que le passage direct d'un emploi à un autre.

On peut décrire brièvement les principaux aspects de ce modèle de marché du travail. Le flux  $F$  exprimant le passage de l'emploi au chômage résultant de démissions, de licenciements et d'autres cessations d'emplois au cours d'une période donnée peut s'écrire  $F = f(V/U)^r N$ .  $V$  et  $U$  représentent respectivement les nombres des emplois vacants et des chômeurs;  $r$  mesure l'élasticité du renouvellement de la main-d'œuvre par rapport à la tension du marché du travail,  $V/U$ ; et  $f$  est la probabilité de perte d'emploi au cours d'une période. Le paramètre  $r$  observé est tout à fait minime car les fluctuations des démissions et des licenciements tendent à se contrebalancer au cours d'un cycle des affaires. L'emploi  $N$  est un facteur

<sup>9</sup> Si tous les contrats salariaux comportaient une clause d'indexation au coût de la vie, il serait justifié d'utiliser les variations des salaires réels comme une variable dépendante.

<sup>10</sup> C. Holt, C.D. MacRae, S.O. Schweitzer, R.R. Smith, *The Unemployment-Inflation Dilemma: A Manpower Solution*, The Urban Institute, Washington D.C., 1971.



On ne peut pas justifier entièrement l'omission de l'influence d'autres équations de comportement sur la courbe de Phillips. Cependant, ceci serait plus grave si on utilisait comme séries de prix celles concernant les produits et si ces produits étaient fabriqués par une main-d'œuvre dont les variations de salaires représentent la variable dépendante. Tel n'est évidemment pas le cas de l'indice des prix à la consommation, qui mesure les coûts d'achat pour les consommateurs, y compris le coût des actifs, de l'argent, des produits étrangers et des produits et services intérieurs. On peut donc prétendre que l'indice des prix à la consommation s'intègre mieux à la fonction de l'offre de main-d'œuvre (l'offre de main-d'œuvre

pour la main-d'œuvre qui en découle.

Mais, si tel était le cas, la courbe de Phillips dépendrait également d'une autre relation non définie, à savoir la fonction de production de l'économie et la demande réel diminue afin de permettre une hausse de l'emploi et une baisse du chômage. Phillips est sujette à l'interprétation suivante: lorsque les prix augmentent, le salaire mesuré pour les salaires est inférieur à un, la fonction complète de la courbe de seule des équations exprimant cette relation. De plus, si le coefficient de régression l'influence entre salaires et prix est réciproque, il est erroné de n'envisager qu'une variable additionnelle expliquant les fluctuations des salaires. Étant donné que variation des prix, tel qu'indiqué par l'indice des prix à la consommation, comme courbes de Phillips mises à l'épreuve dans cette étude, on a considéré le taux de grave concerne le caractère simultané des relations économiques. Dans certaines des Le concept de courbe de Phillips comporte encore certains autres défauts. Le plus régionaux différents.

main-d'œuvre dans chaque région puissent se traduire par des taux de chômage régions, on peut concevoir que des pressions identiques de la demande pour la régions. Puisque le chômage peut avoir des causes différentes dans les diverses de main-d'œuvre. En outre, la relation requise peut varier dans le temps ou selon les permet pas de mesurer de manière adéquate l'excédent de l'offre ou de la demande volontaire ou provient d'un mauvais ajustement structurel de la main-d'œuvre, il ne quant à la forme de la fonction  $g(U)$ . Ainsi, si le chômage est essentiellement traduit l'excédent de la demande en chômage. L'autre résultat de notre ignorance distinguer entre la réaction des salaires à l'excédent de la demande et la relation qui définition pose deux problèmes d'identification. L'un tient à l'impossibilité de chômage:  $X = g(U)$ . La courbe de Phillips s'exprime alors par:  $W = a + b g(U)$ ; cette certaine relation entre l'excédent de la demande pour la main-d'œuvre et le dans une large mesure quels facteurs déterminent  $b$ . De plus, on suppose une représente l'élasticité des salaires par rapport à l'excédent de la demande; on ignore réaction à un excédent de la demande pour la main-d'œuvre:  $W = a + bX$ , où  $b$  chômage régionaux. La théorie indique simplement que les salaires augmentent en distinguer entre les diverses explications concurrentes des écarts entre les taux de On voit aisément que la courbe de Phillips ne permet que de façon limitée de faudrait fournir de «bons» emplois (c'est-à-dire bien rémunérés) à la région.

chômage est élevé; pour avoir de bonnes chances de réduire le chômage régional il est correcte, il ne suffira pas d'augmenter le nombre d'emplois dans les régions où le régionales sont applicables. Par exemple, si l'interprétation du chômage volontaire elle est lourde de conséquences quant aux limites dans lesquelles les politiques

dans la région «influencée» sont totalement indépendantes du niveau du chômage dans cette région. De façon plus générale, si chaque région a une courbe de Phillips identique et si les variations des salaires ne se transmettent pas parfaitement ( $h < 1$ ), la variation globale des salaires,  $W$ , devient :

$$a_j f(u_j) + a_i \{ f(u_j) + h [f(u_j) - f(u_i)] \}.$$

Etant donné que

$$a_j f(u_j) + a_i f(u_i) = f(u),$$

cette expression est égale à

$$f(u) + h[a_i f(u_j) + a_j f(u_j) - f(u)]$$

ou

$$(3 - C) W = f(u) + h [f(u_j) - f(u)].$$

Aussi longtemps que  $h$  est supérieur à zéro, l'inflation globale des salaires est d'autant plus élevée que le taux de chômage dans la région dominante est faible par rapport au taux de chômage global.

En l'absence de cette évolution des salaires ne correspondant pas aux lois de la concurrence, un autre mécanisme pourrait entraîner le même type de lien entre les salaires. Ce serait le cas si les niveaux relativement élevés des revenus et/ou de l'emploi dans la région dominante y attireraient les travailleurs des régions moins favorisées. Dans ces conditions, chaque fois que, du seul fait des conditions du marché du travail dans les régions dominantes, les salaires y augmentent, la main-d'œuvre des autres régions aspire à des salaires plus élevés et se rend dans la région dominante ou menace de le faire. Si cette réaction de l'offre de main-d'œuvre était commune à tous les types de travailleurs, en chômage comme à l'emploi, les salaires des régions «influencées» varieraient conformément à ceux de la région dominante. En face d'un tel comportement, on serait conduit à penser que, dans les régions «influencées», les salaires ont été lents à réagir à un excédent apparent de l'offre de main-d'œuvre sur les marchés du travail. Cette forme de transmission interrégionale des variations de salaires serait presque impossible à distinguer du comportement des salaires «influencés» qui se traduit par un chômage involontaire quand les prix de la main-d'œuvre dans les régions influencées y interdisent le plein emploi.

Deux mécanismes très différents d'interdépendance régionale peuvent donc créer une courbe de Phillips identique dans certaines régions. Un type de comportement, tenant à l'influence des salaires de la région dominante sur les salaires de l'autre région, entraîne un chômage involontaire tandis que l'autre, qui tient aux aspirations salariales, se traduit par un chômage volontaire en ce sens que les travailleurs de certaines régions refusent de prendre emploi si l'écart entre leurs taux de rémunération et les taux correspondants dans les autres régions ne reste pas constant. Les mesures du chômage régional indiquées par l'enquête sur la main-d'œuvre ne précisent pas *la cause* du chômage, et il n'est pas facile de la déterminer. Cette incertitude représente dans une large mesure le principal obstacle à une solution facile du problème régional de l'inflation et du chômage. En outre,



<sup>8</sup> Thomas et Stoney utilisent un modèle de région dominante-région influencée de ce type pour analyser l'expérience du Royaume-Uni. Cf. R. Thomas, P. Stoney, « Unemployment Dispersion as a Determinant of Wage Inflation in the U.K., 1925-1966 », Manchester School, juin 1971, pp. 83-115.

Dans ce cas extrême, les variations globales des salaires sont entièrement déterminées par le niveau du chômage dans la région dominante et les variations des salaires

$$\dot{W} = a_j f(U_j) + a_i f(U_j) = f(U_j)^8.$$

et si  $h = 1$ , c'est à dire si les salaires varient exactement de la même manière,

$$a_i \dot{W}_i + a_j \dot{W}_j = a_j f(U_j) + a_i [g(U_i) + h(\dot{W}_j - g(U_i))]$$

La variation globale des salaires,  $\dot{W}$ , devient

1), mesure la capacité de la région  $i$  de suivre les variations de salaires de la région  $j$ . Les variations de salaires dans la région  $j$ :  $\dot{W}_j = g(U_j) + h[\dot{W}_i - g(U_i)]$  où  $h, (0 < h < 1)$ , influence en partie par les conditions locales du marché du travail et en partie par traditionnelle, soit  $\dot{W}_j = f(U_j)$ . Dans l'autre région, le comportement des salaires est dominante(s), le comportement des salaires est conforme à une courbe de Phillips salaires sur la définition d'une courbe de Phillips globale. Dans la (les) région(s)  $j$  L'exemple de deux régions illustre les implications d'un tel comportement des ou les régions «dominantes».

multi-régionales sont en mesure de s'aligner sur les hausses de prix survenant dans la «influencées», où des institutions comme les syndicats ouvriers ou les sociétés pourrait provenir de marchés du travail non concurrentiels dans les régions les régions «dominantes» et dans les autres régions. Ce type de lien entre les salaires l'existence de liens de causalité non réciproques entre les variations de salaires dans intéressantes et les plus plausibles de celles-ci, on relève celles qui postulent adaptation à l'analyse empirique exige des hypothèses précises. Parmi les plus que l'hypothèse de l'équilibre général selon laquelle tout est fonction de tout. Son régionale ne permet aucune vérification empirique. En fait, il ne va guère plus loin Bien qu'il soit utile à titre d'exemple, ce modèle général d'interdépendance taux de chômage régionaux. Le graphique 3 illustre cette situation.

serait minimale lorsque  $U_1 = U_2$ , c'est à dire quand il n'existe aucun écart entre les région avait une courbe de Phillips identique (soit  $\beta_1 = \beta_2$ ), l'inflation des salaires (c'est-à-dire le  $\beta_1$  le plus élevé) ait le plus fort taux de chômage relatif. Si chaque  $\frac{U_2}{U_1} = \sqrt{\frac{\beta_2}{\beta_1}}$  ou que la région dont la courbe de Phillips a la pente la plus prononcée

contrainte linéaire énoncée précédemment. La solution de ce problème exige que l'interdépendance dynamique des marchés du travail régionaux. Dans ce cas, le problème correspondant revient à minimiser  $\dot{W} = a_1 h(U_1) + a_2 k(U_2)$ , avec la Cette conclusion contredit fortement celles qui se dégageaient du modèle ignorant autres régions.

régions qui exercent les effets de propagation les plus marqués sur les salaires des devrait avoir pour objectif le maintien d'un chômage relativement élevé dans les s'efforcer de maintenir  $U_1$  supérieur à  $U_2$ . En d'autres termes cette politique (c'est-à-dire que  $d_2$  est relativement élevé), une politique inflationniste devrait réactions se propagent à la seconde région en y influençant sensiblement les salaires

Ainsi, par exemple, si, dans la première région, les marchés du travail réagissent vigoureusement aux accroissements de la demande pour la main-d'œuvre et que ces

$$\frac{U_1}{U_2} = \sqrt{\frac{\beta_1 a_2}{\beta_2 a_1} \left( \frac{a_1 d_{11} + a_2 d_{21}}{a_1 d_{12} + a_2 d_{22}} \right)}.$$

cette condition peut s'exprimer ainsi:

Si chaque région a une courbe de Phillips non linéaire de la forme  $\alpha_i + \beta_i U_i^1$ ,

$$\frac{h^1(U_1)}{k^1(U_2)} = \frac{a_2}{a_1} \left( \frac{a_1 d_{11} + a_2 d_{21}}{a_1 d_{12} + a_2 d_{22}} \right).$$

Les conditions de premier ordre de ce problème de minimisation sont:

où  $h(U_1)$ ,  $k(U_2)$  sont les courbes de Phillips respectives des deux régions, avec comme contrainte linéaire un taux global de chômage constant,  $a_1 U_1 + a_2 U_2 = \bar{U}$ .

$$W = (a_1 d_{11} + a_2 d_{21}) h(U_1) + (a_1 d_{12} + a_2 d_{22}) k(U_2)$$

salaires au niveau du pays, qui s'exprime:

Ce modèle conduit à des conclusions quant à l'aptitude des politiques régionales à améliorer l'incompatibilité de Phillips au niveau global qui sont tout à fait différentes de celles du modèle précédent fondé sur l'absence d'interdépendance régionale. On le constate plus facilement à l'aide d'un exemple dans lequel on considère deux régions, l'objectif étant de minimiser le taux de croissance des

$$W = \sum a_i W_i = \sum a_i \sum_j d_{ij} f(U_i) + \dots + \sum a_i \sum_j d_{nj} g(U_n).$$

fournit le taux global de variation des salaires:

où  $d_{ij}$  représente un élément de l'inverse de la matrice d'interdépendance régionale  $(I - C)^{-1}$ . La moyenne pondérée de ce système de variations régionales de salaires

$$\begin{bmatrix} W_1 \\ \vdots \\ W_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & \dots & d_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{n1} & \dots & d_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F(U_1) \\ \vdots \\ g(U_n) \end{bmatrix}$$

variations de salaires interrégionales:

où  $C_{ij}$  représente l'effet des variations des salaires dans la région  $j$  sur les fluctuations des salaires dans la région  $i$  et  $f(U_1)$ ,  $g(U_n)$  sont les courbes de Phillips des régions  $1$  et  $n$ . On suppose que le niveau de la demande globale est une variable exogène par rapport à ce système d'équations et que sa répartition régionale est stable et se reflète dans la structure observée des taux de chômage régionaux. Un modèle plus général indiquerait comment cette structure résulte du jeu de multiplicateurs interrégionaux et permettrait à la répartition des variations régionales de salaires d'influencer la transmission interrégionale des modifications de la demande. La matrice d'interdépendance  $C$  sert à décrire l'effet des influences qui s'exercent sur le marché du travail, du point de vue de l'offre plutôt que de la demande. Nous étudierons ces effets dans une partie subséquente du présent chapitre. La résolution de ce système d'équations fournit un système d'équilibre des



<sup>7</sup>Cette étude de l'interdépendance régionale s'inspire largement d'un document inédit préparé par F. Brechling, «Wage Inflation and the Structure of Regional Unemployment», University of Essex, Discussion Paper no. 40, février 1972.

<sup>6</sup>Vanderkamp est arrivé précédemment à la même conclusion en suivant une voie différente. Cf. John Vanderkamp, *Structural Imbalances and Wave Adjustment*, mimeo, 1970. Avec  $V =$  emplois vacants,  $U =$  chômage,  $X =$  excédent de la demande pour la main-d'œuvre et  $W =$  variation procentuelle des salaires, Vanderkamp postule que le produit de  $V$  par  $U$  est égal à une certaine constante  $K$  qui exprime le degré du déséquilibre structurel dont souffre l'économie. Ainsi,  $K = VU$ , et si  $\sigma_X^2$  est la variance des excédents de la demande pour la main-d'œuvre sur les divers marchés, on a  $K = k_1 \sigma_X^2$  où  $k_1$  est une constante. Si  $X$  peut s'écrire  $X = V - U$  et si les salaires s'ajustent de façon linéaire à l'excédent de la demande pour la main-d'œuvre,  $W = a_0 + a_1 X$ , et si la variance de l'excédent de la demande est une fonction de la variance des taux de chômage,  $\sigma_X^2 = n_0 + n_1 \sigma_U^2$ , la substitution de ces identités dans l'équation des salaires nous donne  $W = a_0 + a_1 k_1 n_0 U^2 + a_1 k_1 n_1 (\sigma_U^2 U^2) - a_1 U$ . Par conséquent, les déséquilibres structurels tendraient plutôt à accentuer la pente de la courbe de Phillips globale qu'à l'éloigner proportionnellement du point origine.

$$\begin{bmatrix} \dot{W}_1 \\ \vdots \\ \dot{W}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f(U_1) \\ \vdots \\ f(U_n) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{n1} & \dots & c_{nn} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{11} & \dots & c_{1n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{W}_1 \\ \vdots \\ \dot{W}_n \end{bmatrix}$$

pour le long terme:

exprimer en écriture matricielle ce système de liens entre les salaires régionaux, soient devenus égaux à une fonction linéaire des variations réelles de salaires, régionaux, on pourrait, après que tous les salaires anticipés se soient ajustés et variations réelles des salaires dans les autres régions<sup>7</sup>. Soient  $n$  marchés du travail et des hausses de salaires anticipées, lesquelles sont elles-mêmes fonction des dépendent de l'excédent de la demande régionale pour la main-d'œuvre (chômage) revient à postuler que les augmentations réelles de salaires dans la région  $i$  moyen le plus simple d'intégrer l'interdépendance des marchés du travail régionaux manière théorique un cas général et de le distinguer des modèles précédents. Le le comportement des courbes de Phillips régionales. Il est utile de décrire de l'absence d'une théorie reconnue et vérifiée de l'effet de cette interdépendance sur régionaux. Les efforts en ce sens se trouvent sérieusement limités du fait de chaque région et à admettre une certaine interdépendance des marchés du travail L'autre possibilité consiste à calculer des courbes de Phillips distinctes pour coefficients à estimer.

différentes courbes de Phillips régionales à cause de la multiplication du nombre de autrement impossible de mesurer en termes économétriques l'effet global des hypothèses. Leur principale justification est d'ordre pratique; en effet, il serait global devient difficile. Pourtant, du point de vue économique, rien ne justifie ces autres. En l'absence de ces hypothèses, l'aggrégation du niveau régional au niveau de Phillips régionales: celles-ci doivent être identiques et indépendantes les unes des La faiblesse de cette conception tient aux restrictions qu'elle impose aux courbes la courbe de Phillips globale.

était linéaire,  $f''(U)$  serait nulle, et les disparités n'exerceraient aucune influence sur horizontale comme le postulait Archibald<sup>6</sup>. Remarquons que si la courbe de Phillips pente de la courbe de Phillips globale plutôt que de la déplacer de manière Les disparités régionales de taux de chômage ont donc pour effet de modifier la

On peut aborder de plusieurs façons le problème de savoir si des politiques régionales sélectives permettraient d'améliorer tant soit peu l'évolution de la courbe de Phillips globale. Au niveau global, on peut intégrer une mesure de la variance des taux de chômage régionaux dans l'expression conventionnelle de la courbe de Phillips; ceci nous permettra de voir si ces écarts régionaux contribuent à expliquer, de manière significative, les variations globales des salaires. Archibald a appliqué cette méthode au cas du Royaume-Uni<sup>4</sup>. Soit  $W_i$  la variation procentuelle du niveau global des salaires,  $U_i$  le taux de chômage global,  $S^2$  la variance des taux de chômage régionaux, et  $R$  un vecteur composé d'autres variables non spécifiées; la définition

$$(3-A) \quad \dot{W} = a + b_1 U^{-1} + b_2 S^2 + b_3 R$$

d'Archibald s'écrit alors:

où  $b_1$  et  $b_2$  devraient être positifs. Pour le Royaume-Uni, les deux variables étaient positives et significatives, mais une étude récente de la question met en doute le bien-fondé de la définition. Le problème est le suivant: on intègre la variable de la variance de façon ad hoc, sans lien visible avec les courbes de Phillips régionales sous-jacentes. Stoney et Thomas ont relevé ce défaut et l'ont corrigé<sup>5</sup>. Soit  $a_i$  la proportion de la main-d'oeuvre située dans la région  $i$  ( $\sum a_i = 1$ ),  $W_i$  la variation procentuelle des salaires dans la région  $i$ ,  $U_i$  le taux de chômage de la région  $i$  et la fonction  $f(U_i)$  la courbe de Phillips identique de toutes les régions, on peut écrire la courbe de Phillips globale  $\dot{W} = \sum a_i \dot{W}_i = \sum a_i f(U_i)$ , expression qui ne comprend aucun terme constant. Stoney et Thomas considèrent une série croissante de Taylor de la courbe de Phillips régionale par rapport au taux de chômage global  $U$ :

$$f(U_i) = f(U) + (U_i - U) f'(U) + \frac{(U_i - U)^2}{2} f''(U)$$

en omettant les termes de rang supérieur. On a donc

$$\sum a_i f(U_i) = \sum a_i f(U) + \sum a_i (U_i - U) f'(U) + \frac{\sum a_i (U_i - U)^2}{2} f''(U).$$

Si

$$S^2 = \sum a_i (U_i - U)^2$$

est la variance pondérée des taux de chômage régionaux,

$$\dot{W} = f(U) + \frac{1}{2} S^2 f''(U).$$

Si la courbe de Phillips unique n'est pas linéaire,

$$f(U) = a + b U^{-1},$$

donc

$$f''(U) = 2 b U^{-3}$$

et l'équation finale devient

$$(3-B) \quad \dot{W} = a + b \left\{ \frac{1}{U} + \frac{S^2}{U^3} \right\}$$

<sup>4</sup> Cf. G. C. Archibald, «The Phillips Curve and the Distribution of Unemployment», *The American Economic Review*, Papers and Proceedings, mai 1969, pp. 124-134.  
<sup>5</sup> R. Thomas et P. Stoney, «Unemployment Dispersion as a Determinant of Wage Inflation the U.K., 1925-1966», *Manchester School*, juin 1971, pp. 83-115.



On appelle cette explication de la contribution des facteurs régionaux à l'inflation globale l'hypothèse de l'agrégation non linéaire. La non-linéarité des courbes de Phillips régionales sous-jacentes est une condition importante mais non nécessaire de l'hypothèse. Avec des courbes de Phillips linéaires, l'hypothèse exigerait au minimum que les diverses régions aient des courbes de pente différente car, si les pentes étaient identiques, la répartition du chômage régional n'exercerait aucune influence sur le taux global d'accroissement des salaires. Au contraire, en cas de non-linéarité, on aurait une répartition optimale du chômage même si toutes les courbes régionales de Phillips étaient identiques. Avec des courbes linéaires, on pourrait appliquer une politique de réduction des taux de chômage dans les régions où ils sont relativement élevés et d'augmentation de ces taux dans les autres régions si les courbes de Phillips des régions à fort chômage avaient des pentes moins prononcées que celles des régions où le chômage est faible. Dans ce cas, pour un niveau donné du chômage total, le taux global de variation des salaires serait inférieur. Ceci pourrait exiger une diminution des écarts entre les taux de chômage régionaux, par opposition au cas précédent dans lequel des taux régionaux de chômage égaux se traduiraient par les plus faibles augmentations globales des salaires.

Du fait de la diversité des taux de chômage régionaux, la courbe de Phillips globale est située au-dessus de la courbe de Phillips régionale sous-jacente. La politique régionale peut donc, dans une certaine mesure, contribuer à l'amélioration de la performance de la courbe de Phillips globale. Après un certain temps, les mouvements de la main-d'œuvre de la région B vers la région A, où les niveaux des salaires relatifs augmentent et où le chômage est moindre, devraient réduire l'écart entre les taux de chômage régionaux et déplacer la courbe de Phillips globale du point C vers le point D, par exemple. Les allocations aux travailleurs pour les encourager à changer de région peuvent accélérer cette amélioration. Ou bien, on pourrait recourir à des mesures fiscales pour réduire la demande pour la main-d'œuvre dans la région A et l'augmenter dans la région B. La diminution résultante des disparités de chômage régionales se traduirait aussi par un déplacement vers le bas de la courbe de Phillips globale, du point C vers le point D. Quelles que soient les politiques de transfert de la demande ou de l'offre de main-d'œuvre, il existe une possibilité de réaliser une répartition optimale du chômage régional assurant le minimum d'inflation des salaires pour un niveau donné du chômage total.

suppose que chacune des deux régions A et B a une courbe de Phillips non linéaire identique de la forme X-X; mais, du fait que la demande globale ne se répartit pas de manière uniforme entre les deux régions, on a un marché du travail tendu dans la région A — exprimé par le point A — et un marché du travail qui fonctionne au ralenti dans la région B — exprimé par le point B. On suppose aussi que les variations le long de la courbe de Phillips d'une région n'affectent pas la position de la courbe de Phillips de l'autre région. Étant donné que la courbe de Phillips globale correspond à la moyenne pondérée des courbes régionales, la coexistence d'un marché du travail tendu et d'un marché ralenti s'exprime sur la courbe de Phillips globale par un point situé sur la ligne pointillée A-B. Si les régions avaient la même dimension, le point C de la courbe de Phillips globale serait équidistant de A et B.

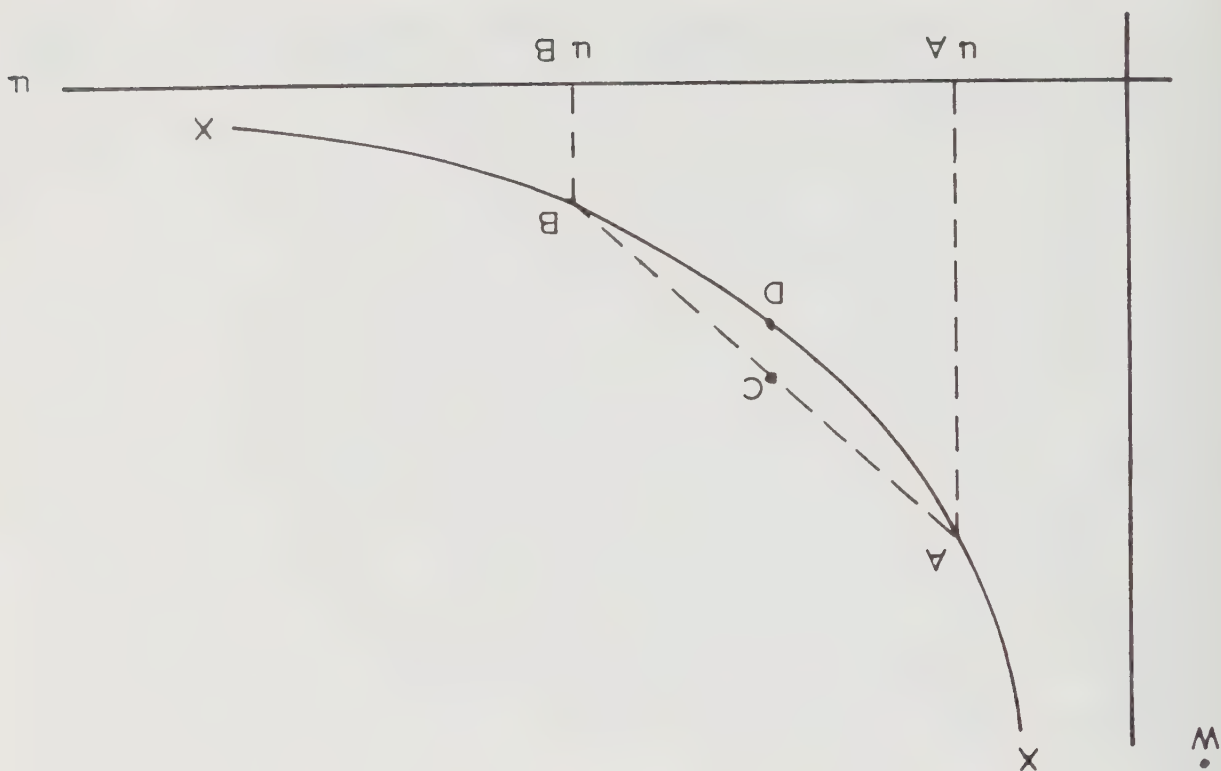
extrêmement difficile d'utiliser les données existantes pour décrire les ajustements de longue période. Dans ces conditions, on peut essayer de déceler à partir des données disponibles les ajustements aux déséquilibres à court terme et d'en tirer certaines conclusions quant au fonctionnement des marchés du travail régionaux en longue période.

On utilise généralement la courbe de Phillips pour analyser le fonctionnement du marché du travail. Cette courbe exprime la relation entre les variations des taux de salaires et le niveau du chômage. À un niveau global, on emploie des courbes de Phillips calculées de manière empirique pour identifier les options de politique économique applicables ou l'incompatibilité entre l'inflation des taux de salaires (ou des prix) et les niveaux de chômage résultant du jeu de l'économie de marché. On évalue souvent l'efficacité des politiques de stabilisation — allant des contrôles des prix et des salaires jusqu'aux programmes de main-d'œuvre — par leur aptitude à réduire l'incompatibilité entre ces deux objectifs.

En ce qui concerne le comportement des marchés régionaux du travail, on considère les courbes de Phillips comme des instruments analytiques pratiques qui présentent une certaine utilité pour déterminer la portée des politiques économiques régionales afin d'obtenir une courbe de Phillips plus favorable au niveau du pays. L'idée que les déséquilibres des marchés du travail régionaux pourraient contribuer à une configuration indésirable de l'inflation et du chômage globaux n'a rien de neuf. Cependant, jusqu'à la mise au point des courbes de Phillips, il existait peu de moyens pratiques permettant de vérifier l'importance des déséquilibres d'un marché du travail régional. Le graphique 3 illustre l'influence du comportement du marché du travail régional sur la courbe de Phillips de l'économie globale. On

GRAPHIQUE 3

Courbes de Phillips régionales et globale





Le passage d'une région d'une situation d'équilibre à long terme à une autre prendrait normalement beaucoup de temps et pourrait n'être jamais complété à cause de l'influence des modifications continues de l'économie. Il est donc

### *L'ajustement régional à court terme*

En conclusion, en l'absence d'intervention gouvernementale, le plein emploi régional est incompatible avec une baisse de la demande pour les produits d'exportation, par le biais d'une «émigration», d'une baisse des salaires nominaux ou d'une diversification concurrentielle. En l'absence d'ajustements régionaux adéquats, on ne pourra réaliser le plein emploi qu'en octroyant à la région une certaine forme de subvention. Étant donné que les subventions régionales rétablissent le plein emploi en contrebalançant le déséquilibre régional et en finançant sa continuation, cet instrument de la politique économique régionale a beaucoup plus de chances d'être permanent que temporaire. Une fois acceptée comme solution à l'ajustement régional, une subvention peut subsister indéfiniment. D'un autre côté, les mouvements de travailleurs, la diversification concurrentielle de la production et la baisse des salaires nominaux suppriment le déséquilibre régional en s'attaquant à sa source et assurent un ajustement réel plutôt que financier. Puisque, dans un système fédéral, les régions défavorisées recevront vraisemblablement une certaine forme de subvention, il est intéressant du point de vue de la politique économique régionale de voir quels sont le ou les types de subventions qui correspondent à une situation optimale et devraient donc être choisis. Nous étudierons cette question de façon plus détaillée dans le chapitre six.

Les activités du MBER s'expliquent mieux dans cette perspective. En offrant des subventions à titre temporaire aux entreprises qui s'établissent dans les régions défavorisées, le MBER s'efforce de promouvoir la croissance de nouvelles industries et d'accélérer ainsi le processus d'ajustement par la diversification. Ces subventions «sans lendemain» sont destinées à financer les coûts initiaux encourus par la firme lorsqu'elle s'oriente vers un nouveau type de production. Pour le MBER, l'expérience et les connaissances acquises par la firme au bout d'un certain temps lui permettront de palier à toute perte d'efficacité initiale dans la production, les subventions devenant alors inutiles. C'est une autre question — plus complexe — de savoir si les activités ainsi créées pourront se développer et devenir viables sans une subvention permanente.

grande variété de biens à des coûts concurrentiels, les variations de prix relatifs requises par une diminution de la demande pour certains produits d'exportation et des substituts aux importations, elle peut limiter les pertes de revenus réels encourues lorsque la demande extérieure faiblit. Cependant, cette condition est limitée car l'avantage comparatif de production de biens donnés comporte une forte coloration géographique. Les régions du Canada tendent à être très spécialisées en ce qui concerne leur production destinée à l'exportation. Le développement d'autres types de production et de meilleures conditions de revenus entraînerait probablement une réduction considérable des rémunérations de la main-d'œuvre pour qu'il puisse y avoir de la concurrence avec les autres sources possibles d'approvisionnement.

l'inflation agissait de cette manière, les effets des prix relatifs inciteraient fortement à anticiper une courbe de Phillips stable à long terme<sup>2</sup>.

Il conviendrait de ne pas interpréter ces commentaires comme ouvertement favorables à l'inflation. Au mieux, ils donnent la préférence à des éruptions d'inflation périodiques et sans lendemain par rapport à une inflation continue. De plus, il existe d'autres moyens de réaliser la même fin, comme l'octroi de subventions au titre des salaires aux régions où l'emploi est faible. Enfin, comme l'indique le chapitre deux, il est peu probable que les agents économiques canadiens soient suffisamment dupes de la différence entre la valeur réelle et la valeur nominale des salaires régionaux.

La mobilité interrégionale de la main-d'œuvre représente un troisième type d'ajustement. À la baisse supposée de la demande pour la main-d'œuvre doit correspondre une augmentation de la demande correspondante dans les autres régions si la demande globale est à un niveau de plein emploi. Si la main-d'œuvre qui, aux taux de salaires prévalants, serait excédentaire dans la région en difficulté, pouvait se déplacer vers les régions où la demande s'est accrue, la réalisation du plein emploi nécessiterait une réduction moins prononcée des salaires réels. Ceux qui quittent la région ne doivent pas obligatoirement être des chômeurs, puisque le départ de travailleurs abandonnant leur emploi pour en prendre un autre en dehors de la région laisserait des postes vacants pour les chômeurs de ladite région. En général, la mobilité du travail serait une réponse efficace à toute perturbation extérieure qui, en l'absence de mobilité, impliquerait une variation des salaires réels. L'importance de la mobilité souligne l'une des principales conclusions de l'étude des zones de valeur optimum de la monnaie. Dans un monde où les taux de salaires sont rigides à la baisse et où les gens sont dupes de la dépréciation de la monnaie, un taux de change flottant entre les différentes régions permet de réaliser le plein emploi dans toutes les régions. Étant donné qu'une mobilité interrégionale rapide de la main-d'œuvre représente un mécanisme d'ajustement substituable, des taux fixes de la monnaie ou une devise unique ne devraient exister que dans les régions où l'on observe, ou bien où l'on peut créer, ce type de mobilité. Quand cela n'est pas possible, l'argument en faveur de devises régionales distinctes prend plus de valeur<sup>3</sup>. L'avantage d'un tel système ne tient pas au contrôle de la masse monétaire de la région et de ses taux d'intérêt (puisque ces variables sont exogènes dans un marché intégré des capitaux), mais plutôt à la possibilité de fixer des taux de change appropriés entre les régions pour réaliser le plein emploi régional.

Le quatrième type d'ajustement semble le plus en faveur auprès des gouvernements. Il consiste à s'efforcer de préserver la viabilité économique d'une région en trouvant et en aidant de nouvelles activités pour remplacer celles pour lesquelles la demande extérieure a diminué. Si les ressources productives et les offres relatives de facteurs de production permettent à une région de produire une

<sup>2</sup> C'est à dire que ce que l'on appelle le taux normal de chômage dans l'économie ne serait pas invariable par rapport au taux de l'inflation des prix. Il est important de remarquer à cet égard que l'inflation des prix au niveau du pays n'est pas un instrument de politique économique des gouvernements régionaux, mais qu'elle pourrait théoriquement avoir des effets importants sur l'emploi régional.

<sup>3</sup> R. Mundell énonça le premier ce principe; voir « A Theory of Optimum Currency Areas », *American Economic Review*, septembre 1961, pp. 657-65.



et provinciaux de manière à ce que les régions à fort emploi aient des budgets excédentaires, y limitant les pressions de la demande, tandis que le budget fédéral serait suffisamment accru pour rétablir le plein emploi dans les autres régions. Le résultat serait le même dans chaque cas: un transfert de demande et de ressources des régions où l'emploi est fort vers les régions où il est faible, suffisant pour créer une situation de plein emploi dans toutes les régions à un niveau non inflationniste de la demande globale. Les régions où le chômage est faible devraient accepter de maintenir en permanence des excédents budgétaires et commerciaux pour contre-balancer les déficits correspondants dans les régions où l'emploi est peu élevé.

Un second mécanisme d'ajustement suppose que les prix relatifs varient librement et réagissent vite à un excédent de l'offre ou de la demande au sein d'une région. Selon cette conception classique de l'économie, si la main-d'œuvre ne se déplaçait pas d'une région à l'autre, une baisse de la demande pour les produits d'exportation d'une région se traduirait — aux salaires nominaux antérieurement prévalants — par un excédent de l'offre de main-d'œuvre; une diminution subéquente de ces salaires entraînerait une réduction des prix des biens non négociés et une hausse du prix relatif des biens négociables par rapport aux biens non négociables. L'accroissement du rapport entre prix extérieurs et prix intérieurs encouragerait les entreprises de la région à produire plus de produits d'exportation et de substituts aux importations, et moins de produits régionaux; en même temps, les consommateurs de la région seraient incités à acheter plus de produits locaux et moins de biens négociables. A long terme, la baisse des salaires nominaux de la région par rapport au niveau des prix accroîtrait le rendement du capital investi et attirerait les industries vers la région. Au terme de tous ces ajustements, les importations de la région deviendraient compatibles avec le niveau réduit de ses exportations. À la différence du modèle keynésien, selon lequel la réduction des revenus réels résulte d'une hausse du chômage, cet ajustement abaisse les revenus réels dans une région en diminuant la rémunération réelle de la main-d'œuvre. Du fait de sa mobilité, le capital continuerait à procurer le même rendement dans toutes les régions.

Si, comme le suggèrent les observations passées, les salaires nominaux tendent à ne jamais diminuer, l'ajustement d'une région se fera probablement par un chômage de type keynésien et, à cet égard, on constate une différence significative entre région et pays. Le pays possède un instrument de politique économique dont ne dispose pas une région, à savoir la possibilité d'une dépréciation de la monnaie qui produit les mêmes ajustements de prix relatifs que des salaires nominaux variables, mais sans encourir le coût que représente l'ajustement intermédiaire de chômage. Pour qu'une dépréciation de la monnaie réussisse, il faut que ce soit le montant nominal qui importe en matière de salaires. Les taux de change flottants ne servent à corriger un déficit commercial et à éviter le chômage que si les réactions de l'offre de main-d'œuvre sont fonction des rémunérations nominales — et non réelles.

Du point de vue d'une région souffrant d'un chômage de type keynésien, l'équivalent d'une dépréciation monétaire serait une inflation des prix extérieurs qui éliminerait la distorsion de son marché du travail en y abaissant les salaires réels par rapport à ceux des autres régions. Si l'inflation du pays n'était pas la cause de la réduction des salaires régionaux réels, elle ne pourrait jamais exercer des effets de transfert de dépenses identiques à ceux du mécanisme classique des prix relatifs. Si

Avec la politique fiscale, on est plus en mesure de stimuler les dépenses dans certaines régions tout en les réduisant ou en les maintenant dans d'autres. Il existe plusieurs moyens de transférer la demande globale des régions où l'emploi est élevé vers celles où il est faible. Une méthode consiste à régionaliser la politique fiscale fédérale en affectant plus de dépenses (ou en diminuant les impôts) là où le chômage est élevé. Ou bien on pourrait concevoir un fonds de stabilisation fédéral qui imposerait plus fortement les régions où l'emploi est élevé et rétrocéderait les fonds ainsi obtenus aux gouvernements, en vue de dépenses dans les régions défavorisées. Une méthode équivalente reviendrait à coordonner les budgets fédéral

et régional en capital. On résoud généralement en termes keynésiens les problèmes de chômage régional posés dans les mêmes termes. Avec un marché des capitaux intégré au niveau du pays, les politiques monétaires régionales sélectives ne disposent d'aucune marge de manœuvre. Le fait que les emprunteurs s'adressent à ceux qui prêtent avec un faible taux d'intérêt et les prêteurs à ceux qui empruntent à un taux élevé annihilerait l'effet d'une politique d'abaisssement des taux d'intérêt destinée à ne stimuler les dépenses que dans les régions défavorisées. Le résultat serait une sortie rapide et considérable de capitaux de la région en difficulté, s'opposant à la tentative de régionalisation du coût en capital.

Dans un système fédéral, on ne permet jamais à ces ajustements d'aller jusqu'au bout. Lorsque les revenus d'une région diminuent, ses paiements fiscaux au gouvernement central en font autant, tandis que les dépenses du gouvernement central dans la région augmentent ou restent identiques. Ce déficit fiscal résultant du gouvernement central assure un financement extérieur du déficit commercial d'une région en difficulté et bloque le jeu du multiplicateur des exportations, empêchant ainsi le niveau des revenus de se contracter autant que ce ne serait autrement le cas. Les déficits fiscaux encourus par les gouvernements régionaux par le biais de ventes d'obligations dans d'autres régions ne permettraient pas d'atteindre le même résultat. En effet, une baisse des exportations et des revenus rend le rendement du capital investi dans la région inférieur au coût de financement du déficit. Le fardeau fiscal d'une dette coûteuse, contractée à l'extérieur, limiterait fortement la possibilité pour les gouvernements régionaux d'augmenter, de façon permanente, la demande régionale par ce moyen. Une telle situation dans une région en difficulté provoque souvent des plaintes à l'effet que la masse monétaire est «insuffisante» alors que l'«insuffisance» tient en réalité à la détérioration des perspectives pour les investissements.

Si les investissements régionaux étaient sensibles aux ventes d'exportation, ils diminueraient avec celles-ci, et l'effet du multiplicateur sur les revenus et les importations tendrait à restaurer l'équilibre du compte courant de la région. Si la baisse du rendement du capital investi était prononcée et affectait un certain nombre de secteurs différents, on pourrait assister à une sortie de capitaux de la région, dont le compte courant avec les autres régions deviendrait alors excédentaire. En l'absence de modifications des entrées et des sorties volontaires de capitaux, tout déficit commercial subsistant exigerait pour son financement une sortie nette d'actifs de la région; après un certain temps, celle-ci tendrait à réduire les dépenses et les revenus dans la région et à réajuster le niveau des importations à celui des exportations.



grande partie pour des raisons pratiques et parce que notre système de représentation politique nous y incite que l'on utilise la région comme entité analytique.

Du point de vue économique, la différence entre une région et un pays tient à l'éventail des instruments de politique économique applicables. À la différence d'un pays, une région n'a guère de contrôle sur sa masse monétaire. Le taux d'intérêt qu'elle offre pour ses emprunts ne peut modifier directement le taux de change qui lie sa structure de prix à celle des autres régions. Elle ne dispose que d'un pouvoir limité pour imposer des restrictions, dans les domaines du commerce et de l'immigration, aux flux de biens, d'argent et de personnes qui traversent ses frontières. La politique fiscale représente peut-être le seul instrument dont disposent conjointement les régions et les pays mais, même dans ce cas, la mobilité interrégionale des ressources et la politique monétaire du gouvernement central, qui influence les possibilités de financement du déficit régional, réduisent beaucoup l'indépendance des régions du point de vue fiscal.<sup>1</sup>

À première vue, pour une petite région ouverte aux influences extérieures, les taux d'intérêt, les taux de change interrégionaux et, très vraisemblablement, le prix de ses produits négociables, représentent des variables exogènes sur lesquelles elle n'est pas en mesure d'agir. Les dépenses de caractère public ou social, l'utilisation des ressources, les taux d'épargne, les prix des produits non négociés et des facteurs de production (essentiellement les salaires lorsque le marché des capitaux est intégré au niveau national) sont des variables endogènes déterminées par les comportements au sein de la région. Les modifications de la demande extérieure pour les produits de la région ou de la demande intérieure pour les produits d'autres régions entraînent des ajustements, qui prendront la forme d'une certaine combinaison de changements de ces variables endogènes. La nature précise de ces réactions définira différents types de développement régional.

On peut en général identifier quatre types d'ajustements distincts. Tous sont substituables en ce sens que, plus l'un d'eux est prononcé, moins un autre le sera. Supposons qu'un ajustement soit suscité par une baisse de la demande extérieure pour les exportations d'une région. Dans des conditions keynésiennes de salaires et de prix nominaux constants, une diminution de la demande pour les exportations se traduirait, par le jeu du multiplicateur, par une réduction des revenus régionaux, laquelle entraînerait à son tour une baisse des importations de la région; celle-ci serait cependant inférieure à la diminution des exportations si les taux marginaux d'épargne étaient positifs. En l'absence de paiements de transferts effectués par le gouvernement, le jeu de deux autres mécanismes conduirait à la disparition de tout

---

<sup>1</sup> On trouvera une excellente étude théorique de l'autonomie d'une région en matière de fiscalité dans W. Oates, «The Theory of Public Finance in a Federal System», *Canadian Journal of Economics*, février 1968. Selon le modèle de Oates, les modifications de la répartition interrégionale des richesses représentent le principal mécanisme imposant des contraintes à la balance des paiements d'une région. En vertu de ce mécanisme, les augmentations des impôts régionaux destinées à financer les dépenses des gouvernements régionaux n'exerceront qu'un effet passager sur les revenus dans la région. D'un autre côté, un déficit du budget régional ne permet d'atteindre un niveau permanent de revenu supérieur qu'au prix d'une dette extérieure continuellement croissante. R. Scitovsky partage cette conception de l'ajustement d'équilibre des revenus régionaux; cf. *Money and the Balance of Payments*, (Rand McNally, Chicago 1969, chapitre 8).

# chapitre trois

## LES MÉCANISMES POSSIBLES D'AJUSTEMENT ÉCONOMIQUE RÉGIONAL

### *Introduction*

Dans ce chapitre, nous examinerons, de manière théorique, les mécanismes possibles d'ajustement pour une région défavorisée. Notre but est de présenter un cadre de référence normatif et théorique permettant la comparaison des ajustements régionaux réels. Dans la première section, nous étudierons les ajustements régionaux que tendent à produire, en longue période, les variations à long terme de la demande et de l'offre de produits et de main-d'œuvre d'une région. Les ajustements dynamiques à court terme, plus pertinents au problème de la stabilisation économique et s'inscrivant finalement dans les mécanismes d'ajustement à long terme, font l'objet de la dernière section.

### *L'ajustement régional à long terme*

Au Canada, on utilise généralement, aux fins de l'analyse, la délimitation politique des régions. De ce fait, on risque de rendre compte d'une réalité plus politique qu'économique. Étant donné que les frontières régionales elles-mêmes sont souvent le fruit de hasards historiques, on peut être trop facilement tenté d'ignorer l'hétérogénéité de l'activité économique au sein de toute région et le fait que les problèmes économiques régionaux subsisteraient en cas de révision ou de suppression des frontières politiques actuelles. Les problèmes économiques régionaux tiennent fondamentalement à une adaptation insatisfaisante aux changements des conditions économiques, et, même dans les régions tenues pour prospères, on trouve normalement des zones moins développées. Ainsi, dans une région riche où la répartition des revenus est inégale, on peut rencontrer des cas de pauvreté beaucoup plus graves que dans les régions les moins prospères du pays. C'est en





destinées à étendre le cadre géographique au sein duquel les individus peuvent chercher un emploi. Environ 7 784 personnes en ont profité en 1969-1970. Le faible montant de l'allocation moyenne, 45.75 dollars, semble indiquer que l'extension des limites du marché du travail n'a pas souvent dépassé le niveau local. Néanmoins, ces allocations paraissent avoir été assez utiles puisque approximativement 50 pour cent de ceux qui les ont reçues se sont livrés avec succès à la recherche d'un emploi.

La troisième forme d'aide consiste en allocations de rétablissement offertes à ceux qui ont déjà trouvé du travail dans d'autres régions et sollicitent une assistance afin de pouvoir couvrir leurs frais. En 1969-1970, 7 400 personnes ont reçu de telles allocations, pour un montant moyen de 640 dollars par personne. Parmi ces individus, moins de 1 000 ont changé de province, soit 1 à 2 pour cent du total des mouvements de population interprovinciaux au cours d'une année normale. Une explication officielle du nombre relativement faible de personnes qui sollicitent et reçoivent ces allocations est que le Ministère n'a pas suffisamment cherché à les faire connaître du public. Les conditions d'éligibilité strictes, selon lesquelles un individu doit être en chômage et avoir reçu une offre d'emploi dans une autre région, contribuent également à l'incidence limitée de ce programme. Si l'on compare l'ampleur du budget du MEER avec les montants dépensés pour encourager le déplacement des travailleurs, on voit que l'on consacre beaucoup plus d'efforts à attirer les emplois vers les zones de chômage qu'à diriger les chômeurs vers les régions où des emplois sont vacants.



pour cent des coûts en capital. On a supprimé le plafond de 12 millions de dollars pour le total de la subvention; toutefois, pour une entreprise où la main-d'œuvre est prépondérante, la subvention est limitée par la loi à 50 pour cent au maximum de l'investissement total, et à 30 000 dollars par emploi pour une firme où le capital est prépondérant.

Plusieurs ministères fédéraux évaluent la viabilité économique des demandes de subvention; puis le MBER peut proposer à la firme un montant basé sur le calcul de la différence de rentabilité marginale de la firme selon qu'elle s'établit à l'endroit le plus favorable possible ou dans la zone désignée ou spéciale. Par cette méthode, on cherche à éliminer les firmes qui n'ont pas d'autre choix viable pour leur localisation et qui s'établiraient probablement dans la région de toute façon. La firme peut accepter ou rejeter la proposition du MBER, et aucune négociation n'est possible à ce stade de la procédure. Entre août 1969 et novembre 1971, sur 1 475 offres du MBER, 1 101 ont été acceptées, 113 rejetées, 56 négligées et 205 sont à l'étude.

Depuis sa création jusqu'à novembre 1971, le MBER a distribué environ 190 millions de dollars en subventions d'encouragement à des entreprises manufacturières s'établissant dans des zones désignées ou spéciales. Le montant des investissements du secteur manufacturier influencés par ces subventions atteint près de 1 milliard de dollars; cependant, il est difficile de déterminer quelle fraction de ces investissements aurait eu lieu en l'absence des subventions. Ce chiffre représente 10 à 15 pour cent du total des investissements annuels du secteur manufacturier; on en attend la création d'environ 44 000 emplois, dont approximativement la moitié au Québec et le quart dans les provinces atlantiques. Depuis la révision des subventions d'encouragement en octobre 1971, le Québec a reçu une plus grande proportion des subventions — de l'ordre de 70 à 80 pour cent du total — que précédemment. La répartition des subventions du MBER a été assez conforme à celle du chômage régional dans l'est du Canada.

Le MBER a également négocié des ententes sur les zones spéciales avec plusieurs provinces. Aux termes des premières ententes, qui couvrent la période 1970-1972, les provinces atlantiques doivent recevoir 155 millions de dollars du MBER sur un montant total de 212 millions de dollars. Dans ces provinces, l'essentiel des dépenses sera consacré à l'amélioration des services de transport et des services municipaux. Ces dépenses seront couvertes dans une proportion de 70 pour cent par des subventions et de 30 pour cent par des prêts à faible taux d'intérêt.

Nous examinerons dans le chapitre six la contribution éventuelle du MBER à la diminution des disparités régionales et à la tendance à la stabilisation régionale. Nous conclurons ce chapitre avec une description des politiques fédérales de main-d'œuvre destinées à encourager le déplacement des travailleurs vers les régions où des emplois sont vacants. Les programmes de main-d'œuvre actuels prévoient trois types de primes de mobilité. Les allocations de voyage défrayent les coûts de transport encourus par les individus inscrits à des programmes de formation. Ce type d'allocation représente plutôt une compensation des autres dépenses de formation qu'un moyen de réduire les déséquilibres du marché du travail. En 1969-1970, environ 34 595 personnes ont reçu de telles allocations, qui se sont élevées en moyenne à 22,93 dollars. Les allocations de recherche d'emploi sont

Ministère de l'Expansion économique régionale (MEER) le 1<sup>er</sup> avril 1969. Ce ministère ressemble à bien des égards aux organismes qu'il a remplacé. L'objectif fondamental est resté le même, à savoir attirer les investissements dans les régions où le chômage est élevé. Cependant, on accorde maintenant une place essentielle aux investissements effectués dans les grandes agglomérations urbaines (ce que l'on appelle les pôles de croissance), qui étaient exclues des programmes de l'ADR.

Le MEER applique deux types de programmes complémentaires. Par l'un, on désigne des zones spécifiques au sein desquelles les firmes qui établissent ou développent des entreprises manufacturières ou de transformation sont habilitées à recevoir des subventions au titre du capital et de la main-d'œuvre. On limite ces subventions aux industries manufacturières parce que ce sont celles dont on influence le plus facilement la localisation — elles sont plus mobiles que les autres industries. On a beaucoup critiqué le programme de l'ADR sous prétexte qu'il subventionnait des industries, fondées sur l'exploitation des ressources naturelles, qui se seraient établies de toute façon dans la région désirée. C'est pourquoi les industries des pâtes et papiers, du papier journal, des minéraux concentrés et du raffinage du pétrole ne sont pas éligibles aux subventions de ce programme du MEER. Avant octobre 1970, les zones désignées abritaient un tiers environ de la main-d'œuvre du Canada. Ce pourcentage est passé à 47-50 pour cent avec l'addition des régions de Montréal et de Cornwall en octobre 1970. Les zones désignées sont réparties dans les 10 provinces du Canada.

Le deuxième type de programme concerne les zones spéciales, qui peuvent être (c'est souvent le cas en pratique) des zones désignées. En vertu de ce programme, les projets de développement de l'infrastructure sociale (routes, ponts, installations portuaires, écoles, par exemple) et les projets intéressant l'établissement d'industries primaires et tertiaires, peuvent disposer d'une certaine assistance sous forme de subventions, de prêts, ou de garanties de prêts. Il est également possible d'élaborer et de mettre en application, en coopération avec les provinces, des plans de développement à long terme. Celui négocié récemment avec l'Île du Prince Édouard en est un exemple. Ces zones spéciales sont actuellement au nombre de 22; elles couvrent des régions aussi diverses que la plupart des grandes villes des provinces atlantiques et Lesser Slave Lake en Alberta.

Les subventions accordées par l'ADR correspondaient à des montants fixes déterminés uniquement en fonction des coûts en capital. Au contraire, celles du MEER se caractérisent par une certaine marge de décision; on peut les recevoir pour des investissements de modernisation comme pour des travaux d'expansion et elles sont fondées sur les coûts en capital et en main-d'œuvre. Jusqu'à octobre 1970, la subvention accordée pouvait atteindre au maximum 5 000 dollars par emploi créé et 25 pour cent des coûts en capital (non compris le fonds de roulement), jusqu'à concurrence de 12 millions de dollars par projet. Depuis octobre 1970, le MEER accorde trois types de subventions: (a) dans les nouvelles zones désignées de Montréal et de Cornwall, les subventions ne pourront dépasser 2 000 dollars par emploi et 10 pour cent des coûts en capital jusqu'au 31 décembre 1973; (b) dans les provinces atlantiques, les plafonds de subventions ont été augmentés jusqu'à 7 000 dollars par emploi et 35 pour cent des coûts en capital; (c) dans les autres zones désignées, on a conservé les montants maxima de 5 000 dollars par emploi et 25



adéquatement de ces problèmes régionaux, l'expérience des autres pays ne fournit aucun exemple dont on puisse s'inspirer.

Au cours des années 1960, le Canada s'est vigoureusement attaqué au problème des disparités régionales. A cette fin, on a eu recours à des politiques très semblables à celles décrites précédemment à propos des autres pays. On est parti du principe que les mesures conçues pour accroître le montant des capitaux disponibles tout en réduisant le coût représentent la solution au problème du chômage et des faibles revenus dans les régions défavorisées. A cette fin, on créa en 1963 l'Agence de développement régional (ADR), dont l'existence prit fin en 1969. En 1968, cette agence avait défini 94 régions dépendant de Centres de main-d'œuvre du Canada, réparties dans les 10 provinces et couvrant 18 pour cent de la main-d'œuvre totale. Dans ces régions, les investissements destinés à créer ou à développer des entreprises manufacturières pouvaient bénéficier d'une subvention et d'un amortissement accéléré du capital.

On fixa le montant de la subvention au tiers de la première tranche de 250 000 dollars de dépenses en machines, en équipement et en édifices nouveaux, plus 25 pour cent des 750 000 dollars suivants, plus 20 pour cent de tous les coûts en capital dépassant ce montant, jusqu'à concurrence de 5 millions de dollars, et ce, pour tout projet. Ou bien, une entreprise pouvait déduire la subvention de ses paiements futurs d'impôts sur le revenu. Au 31 mars 1969, ce programme avait suscité 1 670 demandes, dont 1 040 étaient déjà approuvées ou à l'étude. La valeur totale des avantages accordés sous forme d'exemptions fiscales et de subventions de 1963 au 31 mars 1969 s'éleva à 499 millions de dollars. Les nouveaux investissements correspondant à des projets subventionnés ont représenté 2 612 969 dollars, et la création directe de 65 000 emplois. Le coût moyen en capital par emploi créé a atteint 40 200 dollars par employé, et, pour chacun de ces emplois, le gouvernement fédéral a dépensé environ 7 673 dollars.

Le coût moyen en capital des emplois créés en vertu de ce programme est nettement supérieur à celui qui prévaut dans l'ensemble de l'économie, ou même dans le secteur manufacturier. Ceci, parce que deux industries où le capital est prépondérant — celle des pâtes et papiers et celle du pétrole et des produits chimiques — ont effectué environ 62 pour cent du total de ces investissements subventionnés. Au cours de la période 1963-1969, un tiers environ de ces investissements — et approximativement 30 pour cent du nombre d'emplois créés — eurent pour cadre les provinces atlantiques. A peu près 10 à 12 pour cent des investissements effectués chaque année dans le secteur manufacturier de ces provinces furent influencés par le programme de développement régional. Le Ministère de l'Expansion économique régionale se livre actuellement à une étude de la réussite subséquente des bénéficiaires de subventions. Il semble pour le moment qu'en dépit de l'assistance reçue, tous les projets subventionnés n'ont pas été en mesure de subsister.

En plus de l'ADR, un certain nombre d'autres agences travaillaient dans le même domaine, comme l'Office d'expansion économique de la région atlantique et le Fonds de développement économique rural, qui avaient pour objectif principal l'installation et l'amélioration de l'infrastructure dans les provinces atlantiques. Les activités de ces agences, comme celles de l'ADR, prirent fin avec la création du

Au Royaume-Uni, on a appliqué diverses politiques régionales destinées à rapprocher les niveaux des salaires prévalant en Ecosse, dans le sud du Pays de Galles, et dans d'autres régions défavorisées, du niveau de salaire moyen du pays. Le gouvernement central a mis en place un système de subventions, de prêts et d'avantages fiscaux aux investissements pour inciter de nouvelles industries à s'établir dans ces zones de développement. Plus récemment, on a essayé d'influencer les facteurs de localisation industrielle en offrant des primes d'emploi régional (Regional Employment Premia). Ces primes consistent en subventions destinées à couvrir une partie des salaires lorsqu'une entreprise manufacturière s'établit dans une zone où le chômage est élevé. En dépit de la prolifération des politiques régionales, on n'a observé aucun rapprochement des taux de chômage régionaux<sup>24</sup>. En Europe, rares sont les pays dont la politique de développement régional n'a pas eu pour objectif fondamental d'«apporter» des emplois aux chômeurs. Pendant la plus grande partie de ce siècle, les gouvernements italiens se sont efforcés de faire profiter de l'industrialisation du nord les habitants des régions rurales du sud, où les revenus sont nettement inférieurs à la moyenne du pays. À cette fin, on a surtout utilisé l'offre d'avantages financiers destinés à encourager les industries à s'établir dans le sud. En France, les disparités régionales correspondent à des déséquilibres entre les secteurs agricole et industriel. Au moyen d'allocations de voyage, de formation et de déménagement, le gouvernement français a encouragé les petits exploitants agricoles à quitter les zones rurales défavorisées, particulièrement la Bretagne, où une population rurale excessive dispose de revenus inférieurs à la moitié de ceux des régions agricoles plus prospères.

Le Mexique et les pays d'Amérique du Sud souffrent également d'inégalités régionales. Par exemple, dans le nord-est du Brésil, le revenu per capita est égal à la moitié de la moyenne nationale, tandis qu'il est le double dans le périmètre Rio-Sao Paulo<sup>25</sup>. Au cours des douze dernières années, le gouvernement s'est efforcé d'encourager le développement des régions défavorisées du nord-est. Cette politique a pour instrument principal un programme d'incitations fiscales qui permet aux sociétés imposables de déduire la moitié de leur impôt sur le revenu au titre de fonds destinés à un projet d'investissement approuvé dans le nord-est du Brésil. Ce système a encouragé le développement d'industries où le capital est prépondérant dans une région qui se caractérise par son abondance de main-d'œuvre. L'emploi ne s'est accru que faiblement et le gouvernement a dû réviser son système d'incitations fiscales; on favorise maintenant le développement du secteur agricole et le déplacement des fermiers établis dans des zones où le chômage et le sous-emploi sont élevés vers des terres situées à proximité des voies de communication.

Dans nombre de ces pays, les écarts procurent entre les revenus des différentes régions sont nettement supérieurs à ceux que l'on peut observer au Canada. Ceci ne justifie pas l'acceptation passive des disparités régionales existant au Canada, mais on constate ainsi le caractère universel du problème et les difficultés qu'ont connues les autres pays à le résoudre ou même à l'alléger. Si le Canada n'a pas su traiter

<sup>24</sup> G.C. Archibald, «On Regional Economic Policy in the U.K.», University of Essex Discussion Paper no. 14, décembre 1969

<sup>25</sup> *Brésil*, étude économique spéciale du service de l'information étrangère de la First National City Bank, New York, N.Y., avril 1971, p. 10.



utilisation au niveau régional, mais l'absence de telles données peut être sans conséquences pour la politique économique régionale. Contrairement à la main-d'œuvre, les capitaux font preuve d'une mobilité presque parfaite qui s'exprime par l'égalité ajustée en fonction du risque, des taux d'intérêt régionaux<sup>20</sup>. Dans ces conditions, on peut dire que les flux financiers régionaux ne font que refléter la situation économique réelle, et que, si on dispose de données sur celle-ci, les informations sur lesdits flux financiers revêtent un caractère superflu<sup>21</sup>. Quoi qu'il en soit, on peut regretter l'indigence des données sur les liens économiques régionaux. Aussi longtemps que l'on n'y remédiera pas, notre compréhension des phénomènes économiques régionaux en souffrira.

*Les politiques économiques régionales  
au Canada et dans d'autres pays*

Le Canada n'est pas le seul pays à souffrir de disparités régionales. On retrouve ce problème pratiquement partout dans le monde. L'écart de revenus entre les états du nord et du sud des États-Unis a depuis longtemps retenu l'attention et suscité de l'inquiétude. Depuis le début du siècle, cet écart semble avoir régulièrement diminué, et, récemment, certains ont prétendu que si l'on tient compte des différences de coût de la vie entre ces deux parties du pays, les revenus sont maintenant équivalents<sup>22</sup>. La disparition de l'écart de revenus semble avoir résulté d'un processus classique d'ajustement: on a assisté à un déplacement de population vers le nord et à une migration vers le sud des industries, particulièrement celles qui utilisent beaucoup de main-d'œuvre — telles que l'industrie textile; celles-ci ont pu tirer parti du niveau inférieur des salaires dans le sud. Alors que les divers états se sont fait concurrence pour attirer de nouvelles industries en leur offrant des avantages fiscaux et financiers, le gouvernement fédéral n'a pas, ou guère, influencé cette concurrence. Il a toutefois assumé une plus grande responsabilité en ce qui concerne un autre problème régional, celui de la zone de pauvreté des Appalaches; cette région représente l'une des principales cibles du programme américain de lutte contre la pauvreté.

Par ce programme, on s'est efforcé de fournir aux habitants de cette région des qualifications plus nombreuses et d'un niveau plus élevé afin qu'ils puissent trouver du travail dans d'autres régions plutôt que d'essayer de revitaliser la région en encourageant les nouvelles industries à s'y installer<sup>23</sup>.

<sup>20</sup> Bien que, par exemple, les obligations des gouvernements des provinces atlantiques rapportent un intérêt légèrement supérieur à celles des autres provinces à cause de montants plus élevés de dette en cours, les taux d'intérêt sur les obligations des gouvernements provinciaux varient de manière très similaire.

<sup>21</sup> On veut dire par là que la destination des flux volontaires régionaux de capitaux dépendra du lieu où s'offrent les meilleures occasions d'investir. Dans le chapitre 6, nous essayons de voir, à partir de données limitées, si la politique monétaire a exercé un effet discriminatoire sur les régions.

<sup>22</sup> Cf. P. Coelho et M. Ghali, «The End of the North-South Wage Differential», *The American Economic Review*, décembre 1971, pp. 932-937.

<sup>23</sup> On trouvera une bonne étude des politiques régionales aux États-Unis, en France et au Royaume-Uni dans M. Schnitzer, *Regional Unemployment and the Relocation of Workers*, N.Y., Proeger, 1970.

ont représenté respectivement 80, 79, 72 et 86 pour cent du déficit pour la Nouvelle Écosse, le Nouveau Brunswick, Terre Neuve et l'Île du Prince-Édouard<sup>18</sup>. Si, comme cela est plausible, l'année 1960 est représentative, ce réseau de relations commerciales exprime dans quelle mesure les transferts fiscaux fédéraux permettent aux provinces atlantiques d'effectuer des dépenses supérieures à leurs revenus ou aux ressources réelles qu'elles reçoivent des autres régions. Si les provinces atlantiques devenaient un pays indépendant, un déficit permanent de cette ampleur indiquerait soit une demande intérieure excessive, soit un taux de change trop élevé. Étant donné que le niveau relativement fort du taux de chômage cache un excédent de la demande, la politique appropriée sera à première vue une dévaluation<sup>19</sup>. En ce qui concerne une région, l'équivalent d'une dévaluation est une réduction des niveaux relatifs des salaires, destinée à accroître la demande pour les produits et pour la main-d'œuvre dans cette région tout en la diminuant dans les autres parties du pays. Bien qu'une telle dévaluation puisse être une solution au problème du sous-emploi dans les provinces atlantiques, au total, cette région serait perdante dans la mesure où le déficit du commerce, et le transfert de ressources qu'il représente, disparaîtraient. Quoi qu'il en soit, cette configuration du commerce est compatible avec l'idée selon laquelle les niveaux des salaires relatifs sont peut-être trop élevés dans les provinces atlantiques pour que le nombre des emplois corresponde à un taux de chômage nul. Cependant, il se peut aussi que l'ajout de la demande gouvernementale à l'économie de la région stimule les salaires et les importations si, quand les taux de chômage sont élevés, les conditions de l'offre imposent des limites aux marchés des produits et du travail.

Les flux financiers représentent un autre type de flux interrégionaux; ils sont étroitement liés au commerce entre régions et au niveau de l'activité économique régionale. Comme dans le cas du commerce, on ne dispose pratiquement d'aucune donnée sur l'évolution passée de ces flux, ou sur leurs caractéristiques à un moment donné. Il serait certes intéressant de connaître les sources de capitaux et leur

<sup>18</sup> Ces déficits ont pour contrepartie un excédent dans au moins une des autres régions quoique, comme le compte courant de la balance des paiements du Canada était en déficit, la somme des excédents régionaux serait inférieure à celle des déficits régionaux. L'ampleur des déficits en proportion des revenus est beaucoup plus considérable pour les provinces atlantiques que pour l'ensemble du pays en 1960 (2.85 pour cent). Les comptes de revenus régionaux indiquent toujours un surplus pour l'Ontario. Pour les autres provinces, la situation est moins nette. Les données relevées par Miller pour le Québec indiquent un déficit faible mais croissant vis à vis du reste du monde et du Canada. Entre 1961 et 1967, le déficit est passé de 4 à 7 pour cent de la dépense provinciale brute. Mais seules les données pour 1961 sont fondées sur un relevé complet des exportations et des importations. Dr. F.C. Miller, *The Case for Regional Fiscal Policy in Canada*, document présenté lors de la réunion de la Canadian Economics Association à St John's, Terre Neuve, juin 1971.

Czarnanski a calculé les comptes courants passés de la Nouvelle Écosse. Selon lui, le déficit de la Nouvelle Écosse en regard du monde a fluctué entre 21 et 24 pour cent du produit provincial brut et fut presque complètement contrebalancé par l'excédent des dépenses publiques sur les recettes fiscales dans la région. S. Czarnanski, *Structure of the Nova Scotia Economy: Analysis of Income and Product Accounts*, Institute of Public Affairs, Dalhousie University, Halifax, N.E., 1970.

<sup>19</sup> Les déficits fiscaux enregistrés par les provinces dans le passé indiquent, au moins dans le cas des provinces maritimes, que les gouvernements provinciaux ont eu recours à des mesures budgétaires pour accroître la demande locale pour les produits et pour la main-d'œuvre. Exprimé en proportion des revenus provinciaux, le service de la dette dans les provinces atlantiques représente plus du double de celui de toute autre province. L'échec apparent de ces efforts destinés à assurer le plein-emploi suggère la nécessité d'une révision du taux de change pour concilier la balance intérieure et extérieure de ces provinces.



pour cent de la population de chaque région. Ces taux moyens manifestent également une forte sensibilité aux conditions économiques globales. Quand le taux de chômage global est élevé, les mouvements interrégionaux de population deviennent très faibles jusqu'au retour de conditions économiques plus favorables. Par exemple, en 1960-1961, il y eut en fait une tendance à quitter la Colombie-Britannique, alors qu'à la fin de la décennie, cette province a reçu chaque année de 22 000 à 35 000 personnes. De la même manière, deux fois plus de personnes (environ 20 000 au lieu de 10 000) ont quitté les provinces atlantiques de 1961 à 1966 que de 1956 à 1961. Les travailleurs qui quittent leur région ayant en majorité de 15 à 34 ans, les mouvements de population servent assurément à réduire les disparités régionales de chômage, particulièrement lorsque les niveaux de la demande globale sont élevés<sup>15</sup>.

Le commerce interprovincial crée un second lien important entre les régions. Malheureusement, les données sur les relations commerciales interrégionales sont particulièrement rares et nul n'a jamais cherché à les rassembler de manière systématique. Ces données seraient essentielles pour délimiter des politiques applicables en matière de dépenses, ou de fiscalité, au niveau régional. En l'absence de telles informations, ces politiques risquent de perdre une grande partie de leur efficacité car une partie des dépenses effectuées dans une région se propagera par le truchement des importations et affectera les dépenses dans d'autres régions. Le commerce interrégional représente un des principaux mécanismes par lesquels les variations de la demande dans une région se traduisent en modifications de la demande pour les produits et pour la main-d'œuvre dans les autres régions. L'absence de séries chronologiques empêche la détermination exacte du fonctionnement de cette importante voie de transmission interrégionale de la demande.

Un examen superficiel des données disponibles sur les provinces atlantiques pour 1960 fournit un exemple intéressant d'ajustement régional<sup>16</sup>. En 1960, le déficit du compte courant — c'est à dire la différence entre la valeur des exportations et des importations eu égard au reste du monde — de chaque province atlantique représentait une forte proportion des revenus totaux des dites provinces, à savoir 29.4, 19.1, 36.6 et 42 pour cent respectivement pour la Nouvelle Écosse, le Nouveau Brunswick, Terre Neuve et l'Île du Prince-Édouard<sup>17</sup>. La méthode de financement de ces déficits est encore plus intéressante que leur importance relative. Les flux volontaires de capitaux privés n'ont contribué qu'à une part très faible du financement des déficits. Ceux-ci sont financés pour la majeure partie par l'excédent des dépenses fédérales sur les recettes dans chaque province. Ces fonds

<sup>15</sup> La relation entre les mouvements interrégionaux de population, le chômage et la demande régionale pour la main-d'œuvre est plus complexe que ne l'indique cette phrase. On en trouvera une explication dans le chapitre 6.

<sup>16</sup> Pour voir comment une variation de la demande ou du revenu dans une région se propage à l'ensemble de l'économie, on doit connaître les relations commerciales internationales et interrégionales de toutes les régions. On peut raisonnablement penser que, du fait de l'importance dominante du commerce interprovincial, les régions sont plus perméables aux influences extérieures que ne l'est le pays entier. Le peu de données dont on dispose à ce sujet, résumé dans la note 2 du chapitre 6, confirme cette opinion.

<sup>17</sup> Kari Levitt, « A Macroeconomic Analysis of the Structure of the Economy of the Atlantic Provinces, 1960 », document présenté lors des réunions de la Canadian Economics Association à l'Université York, le 6 juin 1969.

<sup>14</sup> Cf. M.V. George, *Internal Migration in Canada*, Analyse démographique du Bureau fédéral de la statistique, Ottawa, 1970. Une étude spéciale des mouvements de population contenue dans le huitième rapport annuel du Conseil économique du Canada indique les mêmes tendances pour 1969, quoique le nombre de personnes impliquées par les déplacements interrégionaux y soit moins élevé que celui que nous avons mentionné. La différence tient à ce que le Conseil économique n'a considéré qu'une seule année et a pour l'essentiel, limité, son étude aux chefs de ménages.

Dans leurs grandes lignes, les déplacements de population entre les régions du Canada peuvent se décrire comme suit: un exode continu à partir des provinces atlantiques qui, en comparaison du taux de natalité, s'était ralenti pendant la décennie 1950 par rapport aux années 1920; une tendance très faible à quitter le Québec, attribuable en grande partie aux différences culturelles et linguistiques qui rendent difficile l'établissement dans d'autres régions; une tendance récente à abandonner la Saskatchewan et le Manitoba, où la croissance des entreprises agricoles a réduit le nombre de travailleurs de ce secteur; et une «immigration» considérable en Colombie-Britannique, en Alberta et en Ontario. Par rapport à toute norme objective (la population totale, ou le chômage, ou les taux de migration des autres pays), l'ampleur des mouvements interrégionaux de population n'a pas été très prononcée. De 1951 à 1966, 13 000 personnes ont quitté chaque année en moyenne les provinces atlantiques, 4 000 le Québec et 10 000 la Saskatchewan et le Manitoba<sup>14</sup>. Ces chiffres représentent sensiblement moins de 1

région profiteraient surtout aux résidents de cette région. absolument nulle, les nouvelles possibilités d'obtenir un meilleur revenu dans une indirectement. À l'inverse, si la mobilité interrégionale des travailleurs était du travail, mais les résidents de toutes les régions en profiteraient directement et population de diverses régions varierait au gré des nouvelles conditions des marchés y avoir de disparités persistantes de l'activité économique des régions. La politiques économiques régionales deviendraient inutiles; en effet, il ne pourrait pas rapidement dans toute région où la demande pour leurs services s'accroît, les de capitaux représentent les principaux de ces liens. Si les gens se rendaient cette interdépendance régionale. Les flux interrégionaux de personnes, de biens et même temps qu'elle en subit l'influence, il convient d'examiner les mécanismes de Puisque l'évolution économique d'une région agit sur celle des autres régions en

#### *Les liens interrégionaux*

de manière satisfaisante. caractéristiques particulières de la concurrence s'opposent à ce qu'ils fonctionnent réussissent pas à fonctionner de façon concurrentielle au Canada, ou bien certaines des obstacles à cette amélioration. Ou bien les marchés régionaux du travail ne vue des prix et du chômage. Dans les chapitres suivants, nous étudierons la nature ajustements entraîneraient une amélioration de la performance globale du point de augmentations des coûts dans les industries concurrentes des autres régions. Ces dans les régions à fort chômage devraient limiter, pour des raisons de prix, les diminueraient progressivement. En même temps, les niveaux inférieurs des coûts au reste du pays; ainsi, après un certain temps, les disparités régionales de chômage contribuer à accroître la demande pour la main-d'œuvre dans ces régions par rapport moins prononcées des taux de salaires dans les régions à fort chômage devraient et c'est là le noeud du problème régional de l'inflation et du chômage. Des hausses



Certains salaires au Québec ont connu récemment une légère tendance à se rapprocher des niveaux prévalants en Ontario. Cette évolution est manifeste dans les secteurs des industries manufacturières, de la construction et, en partie, des services<sup>12</sup>. Elle s'est produite en un temps où les niveaux absolus des investissements étaient en baisse dans certaines de ces industries; où la croissance de la main-d'œuvre a été plus forte dans cette province que dans les autres régions; et où la croissance de l'emploi fut nettement inférieure à celle de la main-d'œuvre. Dans une certaine mesure, ces tendances divergentes sont probablement interdépendantes, les augmentations salariales supérieures à la moyenne au Québec ayant rendu les investissements moins attrayants que dans d'autres régions et ayant élevé le taux de chômage de la province par rapport au reste du pays. Cependant, toutes ces tendances ont eu en commun l'arrière-plan d'instabilité politique et sociale qui a caractérisé le Québec pendant la plus grande partie de cette période.

Le fait que, dans l'est du pays, des taux de salaire (ou des niveaux de productivité) soient inférieurs à ceux des autres régions résulte de différences dans les types d'offre et de demande de main-d'œuvre de chaque région. À l'heure actuelle, dans les provinces atlantiques et dans certaines parties du Québec, la proportion des emplois spécialisés est inférieure à celle des emplois non spécialisés; les coûts de transport vers les principaux marchés y sont plus élevés; le taux de croissance de l'emploi féminin, dont les revenus et le chômage tendent à être inférieurs à la moyenne, y a été le plus rapide; et les ressources naturelles y sont dans l'ensemble moins abondantes. Cet ensemble de caractéristiques souffre toutefois certaines exceptions notables. Par exemple, c'est dans la province de Terre-Neuve, où les salaires et les revenus moyens sont les plus faibles de tout le Canada, que les taux de salaire versés dans l'industrie des pâtes et papiers sont les plus hauts. L'écart des taux de salaire moyens dissimule également les écarts plus grands et moins grands des taux de rémunération par métier. Une certaine main-d'œuvre qualifiée très mobile tend à recevoir des taux de rémunération approximativement identiques dans chaque région, ce qui contribue à rendre la structure des salaires plus étendue dans les régions de l'est que dans les autres parties du pays<sup>13</sup>.

Il n'est pas si facile d'expliquer la similitude des variations de salaires dans les diverses régions. L'aspect le plus troublant de la tenue des économies régionales est que les variations des taux de salaires sont pratiquement égales dans chaque région, en dépit des écarts prononcés entre les taux de chômage régionaux. Dans une économie de marché fonctionnant de façon satisfaisante, la mobilité interrégionale de la main-d'œuvre et l'ajustement des salaires régionaux à l'excédent de l'offre de main-d'œuvre devraient se traduire finalement par une plus grande uniformité des taux de chômage régionaux. Si la mobilité ne s'adaptait pas rapidement aux changements des conditions économiques régionales, on pourrait s'attendre à un accroissement des écarts entre les taux de chômage régionaux. Il n'en est pas ainsi,

12

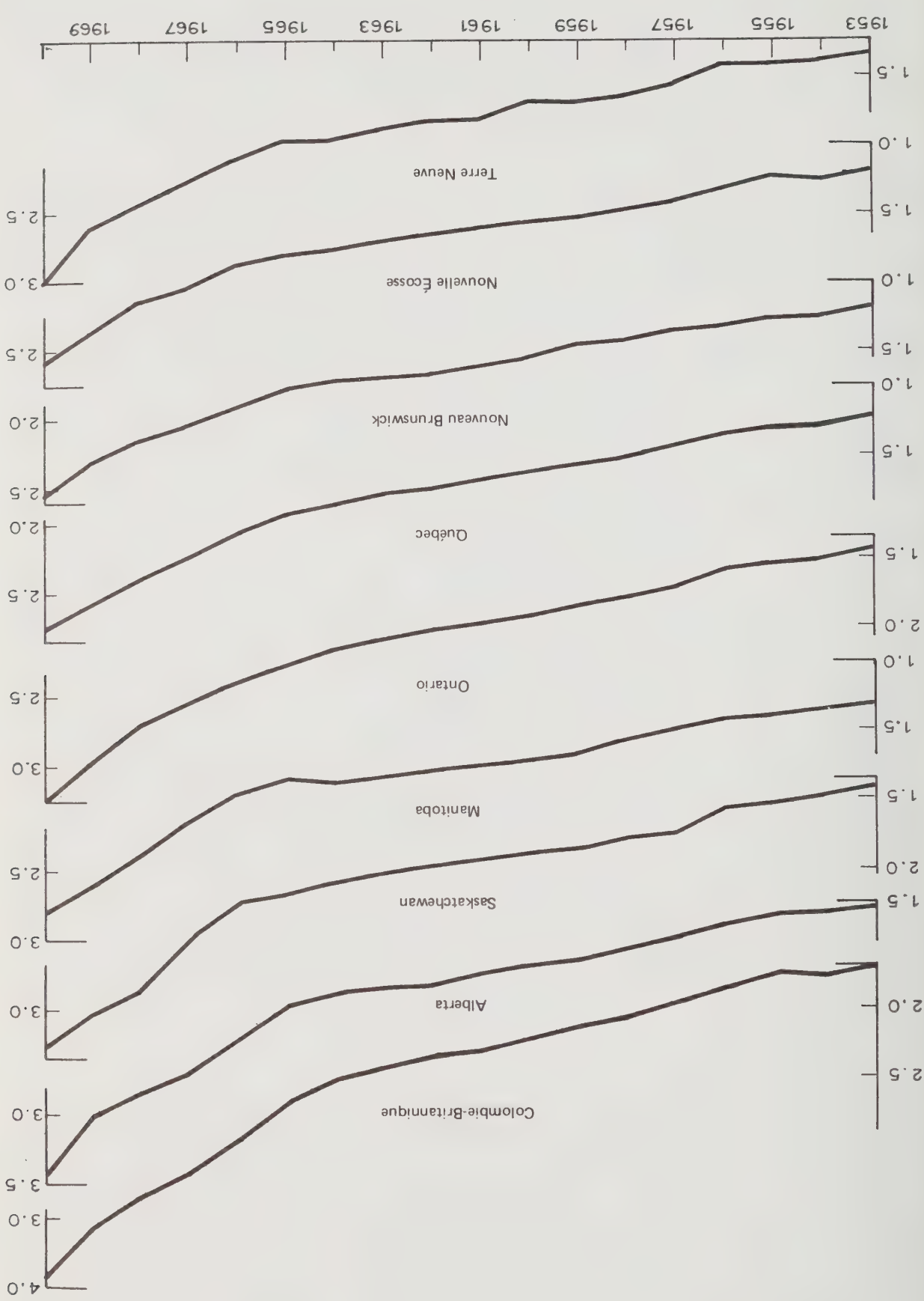
On trouvera les données à ce sujet dans la section 3, (2) du chapitre quatre.

13

R. George a remarqué que les différences entre les salaires de la main-d'œuvre qualifiée des provinces atlantiques et de l'Ontario sont beaucoup plus faibles que dans le cas de la *Locations: Nova Scotia Compared with Ontario and Quebec*, document présenté lors de la réunion de la Canadian Political Science Association, Université Queen's, Kingston, Ontario, 1964, p. 11.

Gains horaires moyens pondérés,  
par province, 1953-1970

GRAPHIQUE 2





Ottawa.  
*Source: Employment, Earnings and Hours of Work, numéros divers, Statistique Canada,*  
*Remarque: (1) On a obtenu les gains horaires moyens totaux en pondérant les gains*  
*sectoriels dans chaque province avec les coefficients de pondération déterminés par la part de*  
*l'emploi dans chaque secteur.*

Province/Secteur	Industries minières	Industries manu- facturières	Cons- truction	Total
Terre Neuve . . . . .	5.23	3.77	5.10	4.58
Nouvelle Ecosse . . . . .	—	3.87	5.79	4.39
Nouveau Brunswick . . . . .	—	4.18	5.27	4.37
Québec . . . . .	5.27	4.41	5.84	4.62
Ontario . . . . .	5.06	4.39	5.68	4.58
Manitoba . . . . .	—	4.01	5.41	4.36
Saskatchewan . . . . .	—	4.77	4.89	4.80
Alberta . . . . .	4.38	4.54	4.77	4.61
Colombie-Britannique . . . . .	4.82	4.51	5.61	4.70

Taux moyen de variation annuelle des gains horaires moyens  
Par secteur et par province, 1953-1970  
Taux composés, pourcentages

TABLEAU IX

de la demande sont probablement généralisées à toutes les régions du pays lorsque des ajustements se font au cours d'une année complète.

En décomposant au niveau des principaux éléments de l'IPC des villes, les corrélations pour les mêmes couples de villes indiquent que les relations entre ces éléments sont beaucoup plus étroites pour les biens faisant l'objet d'un commerce interrégional que pour les autres biens, en particulier les maisons et des services de tous genres. Cette structure de prix est logique dans une économie de marché. En l'absence des restrictions au commerce interprovincial, la mobilité des produits empêcherait les prix d'une région de trop s'écarter des prix pratiqués dans les autres régions. D'un autre côté, les prix régionaux relatifs des produits ne faisant pas l'objet d'un commerce interprovincial évolueraient plus librement, mais, même dans ce cas, la similitude des variations des salaires régionaux entraîne fréquemment des fluctuations identiques des prix.

Malgré les limitations de la mobilité de la main-d'œuvre et les niveaux très variables des taux de chômage régionaux, les salaires et les prix tendent à évoluer de façon parallèle. Dans presque tous les secteurs de l'économie pour lesquels on dispose de données sur les salaires — gains horaires moyens pour les industries minières, manufacturières et de la construction, et gains hebdomadaires moyens pour une gamme plus large d'industries — les niveaux des salaires dans l'est du Québec et particulièrement dans les provinces atlantiques sont inférieurs à ceux des autres régions. Toutefois, on voit également que les disparités régionales de salaires font preuve d'une rigidité étonnante dans le temps. Comme l'indiquent le graphique 2 et le tableau IX, les taux de variation des salaires tendent à être approximativement les mêmes dans toutes les régions, quoique la similitude de leurs fluctuations dépende des données de salaires utilisées et de la province et du secteur en cause. La structure interrégionale des salaires est sujette à certaines modifications, mais celles-ci ne sont pas nombreuses, assurément moins qu'on ne pourrait le penser au vu de la variation régionale des taux de chômage.

TABLEAU VIII  
Corrélation entre les indices des prix à la consommation de grandes agglomérations:  
St John's, Halifax et St John par rapport à Montréal et Toronto, 1953-1969

	MONTRÉAL						TORONTO					
	St. John's	Halifax	Saint John	St. John's	Halifax	Saint John	St. John's	Halifax	Saint John	St. John's	Halifax	Saint John
	ABS	CGE	ABS	CGE	ABS	CGE	ABS	CGE	ABS	CGE	ABS	CGE
TOUS ARTICLES . . . . .	.993	.833	.992	.848	.996	.904	.992	.789	.989	.809	.994	.856
Alimentation . . . . .	.993	.862	.997	.949	.995	.916	.990	.812	.995	.906	.991	.851
Logement . . . . .	.992	.779	.978	.673	.975	.613	.967	.637	.964	.669	.968	.727
Habillement . . . . .	.873	.709	.880	.806	.960	.876	.973	.666	.985	.768	.988	.888
Transport . . . . .	.966	.311	.956	.384	.979	.259	.884	-.316	.879	.143	.925	-.023
Santé . . . . .	.948	-.172	.980	.015	.988	.697	.955	.139	.987	.407	.987	.696
Loisirs . . . . .	.912	-.094	.979	.417	.988	.633	.966	.488	.980	.532	.961	.503
Tabac et alcool . . . . .	.994	.970	.948	.839	.978	.909	.960	.818	.961	.826	.978	.889

Source: *Prix et indices de prix*, numéros divers, BFS, Ottawa  
ABS = Corrélation des niveaux de prix annuels  
CGE = Corrélation des variations de prix annuelles



<sup>11</sup> Toutefois, Statistique Canada a publié depuis 1968 un indice des prix «urbains», fondé sur des coefficients de pondération normalisés, qui permet de comparer le coût de la vie entre des villes différentes.

dans les secteurs des industries manufacturières, du commerce et de la finance eurent atteint leur sommet en 1966, le niveau absolu des investissements décroit légèrement pendant les trois années suivantes. Dans une certaine mesure, cette diminution des investissements reflète la fin des travaux de l'Exposition universelle de 1967 et, pour l'ensemble de la décennie, le fait que la demande finale a «rejoint» la capacité de production existante. Récemment, l'excédent de la capacité de production sur les marchés internationaux de la pâte, des papiers et des produits chimiques a retardé le retour des investissements à des niveaux plus normaux. Le ralentissement des investissements fut moins grave dans les provinces atlantiques. Au cours de la décennie 1960, la croissance des investissements y fut de 140 pour cent, en comparaison de 106 pour cent dans le reste du Canada.

La tenue des exportations a souvent exercé une influence considérable sur le comportement des investissements régionaux. L'effet du pacte de l'automobile s'est surtout fait sentir en Ontario, où l'accroissement des exportations d'automobiles a justifié une expansion de la capacité de production des usines concernées. D'un autre côté, en Saskatchewan, une crise du marché mondial de la potasse, conjuguée à un ralentissement des exportations de céréales, s'est traduite par un déclin sensible des revenus, des ventes, des investissements et des recettes gouvernementales. Dans les provinces situées à l'ouest du Manitoba, la production est largement fondée sur l'exploitation des ressources naturelles; leur activité économique s'en trouve liée encore plus étroitement aux marchés extérieurs et moins sensible aux pressions internes de la demande. Cependant, dans la mesure où le principal marché d'exportation, à savoir les États-Unis, connaît une évolution économique parallèle à celle du Canada, les différences entre les pressions de la demande dans ces provinces et dans le reste du Canada peuvent être moins prononcées que ne l'indiquerait autrement une forte dépendance à l'égard du commerce international.

Notre étude de la performance économique des régions ne saurait être complète sans un examen du comportement passé des salaires et des prix au niveau régional. Il est beaucoup plus difficile d'obtenir des données régionalisées pour les prix que pour les salaires, même si ces dernières ne sont pas entièrement satisfaisantes. Les seules séries régionales de prix publiées sont les indices des prix à la consommation calculés pour la, ou les, principale ville de chaque province. Puisque ces séries ont pour point de départ une base arbitrairement choisie, on ne peut pas utiliser les indices pour comparer le coût de la vie dans les différentes villes.<sup>11</sup> Ces indices sont conçus pour permettre de comparer les variations du coût de la vie seulement dans le cadre d'une ville donnée. Étant donné que le schéma de pondération des prix change d'une ville à l'autre, l'utilisation de comparaisons des variations de l'IPC de diverses villes pour déduire la répartition régionale des pressions inflationnistes n'est pas entièrement valide. Cependant, l'erreur qui en résulte est probablement faible. Comme l'indique le tableau VIII, pour la période 1953-1969, les corrélations entre les IPC annuels de Montréal ou de Toronto et ceux de St. John's, Halifax et St. John sont pratiquement égales à un. En ce qui concerne les taux de variation de l'IPC, ces corrélations sont presque aussi élevées. On peut penser que les pressions

prononcées dans les régions à fort chômage, soit la Colombie-Britannique, le Québec et les provinces atlantiques, que dans les autres parties du pays. Il se peut que, lorsque le niveau de la demande globale pour la main-d'œuvre s'élève, une plus grande proportion en soit transférée vers les régions où l'emploi est faible. Ceci pourrait arriver si les entreprises les moins efficaces d'une industrie étaient concentrées dans les zones de faible emploi. Au fur et à mesure que l'on utiliserait les usines situées dans les autres régions à pleine capacité et avec des coûts d'exploitation supérieurs, les acheteurs transféreraient leurs achats vers les produits provenant des régions de faible emploi, ou bien, en raison des prix croissants, les industriels trouveraient plus rentable d'augmenter la production des usines situées dans ces régions. Dans le cas d'une diminution de la demande globale, on observerait l'inverse, les marchés des entreprises les moins efficaces se contractant alors plus rapidement que ceux des autres firmes. L'indigence des données de production au niveau régional, aussi bien pour l'industrie que pour la production totale, empêche toute vérification rigoureuse de cette notion<sup>9</sup>.

Une autre explication est possible: on postule que des variations procentuelles à peu près égales de la production dans toutes les régions se traduisent par des variations procentuelles différentes de l'emploi<sup>10</sup>. Cela pourrait arriver si la composition industrielle variait considérablement d'une région à l'autre, ce qui est apparemment le cas. Par exemple, le fait que les industries primaires représentent une plus forte proportion par rapport aux industries manufacturières dans les provinces atlantiques qu'en Ontario est assurément une cause des fluctuations plus marquées de l'emploi observées dans ces provinces. Une autre cause tient à l'hétérogénéité des mains-d'œuvre régionales. Si la main-d'œuvre ontarienne se caractérise par un niveau plus élevé de qualifications et d'éducation, il se peut qu'une baisse de la demande entraîne moins de licenciements que dans les provinces atlantiques parce que les entreprises ne veulent pas perdre ce qu'elles ont investi dans la formation des travailleurs.

La progression très rapide des dépenses d'investissement fut un des principaux facteurs du rythme de l'activité économique au cours des années 1960. Pratiquement toutes les régions ont profité de cette expansion de la demande et de la capacité de production, qui s'accéléra vivement à partir de 1961. De 1961 à la fin de 1966, le montant en dollars courants des investissements doubla presque dans toutes les régions. En fait, la part du Québec et des provinces atlantiques dans les investissements canadiens s'accrut au cours de cette période. Cependant, après 1966, la croissance des investissements marqua une pause sensible dans toutes les régions. Le Québec en fut particulièrement affecté. Là, après que les investissements

<sup>9</sup> Si on considère les écarts — calculés par la méthode des carrés — entre les valeurs observées et la tendance des expéditions manufacturières comme une fraction des expéditions moyennes pendant la période 1961-1969, on voit que les fluctuations des expéditions sont à peu près deux fois plus marquées au Québec et dans les provinces atlantiques qu'en Ontario. Mais ceci est également vrai des Prairies et dans une moindre mesure, de la Colombie-Britannique, lorsqu'on compare ces provinces à l'Ontario.

<sup>10</sup> C'est ce qu'a conclu Swan pour les provinces atlantiques et le Québec, mais il a utilisé des données exceptionnellement peu fiables pour calculer la production régionale globale. Cf. Neill Swan, *Differences in the Response of the Demand for Labour to Variations in Output among Canadian Regions: a Preliminary Interpretation*, Queen's University Discussion Paper no. 41, 1971.



de chômage au Québec au cours de la décennie 1960 par rapport à la situation des années 1950<sup>6</sup>.

En appliquant le même raisonnement au caractère relativement constant des disparités de revenus, on pourrait expliquer la stabilité de la structure des taux de chômage régionaux. Les différences de niveau des taux de chômage régionaux peuvent indiquer les gains relatifs de revenus — ajustés en fonction du chômage probable dans les différentes régions — que procurerait le départ vers des régions où les revenus sont plus élevés. Si les écarts existants diminuaient, le mouvement volontaire de départ des régions à faible revenu pourrait décliner du fait de la réduction du gain attendu d'un déménagement. Si ce type de réaction aux déplacements de population tend à maintenir les différences entre les taux de chômage régionaux, aucune politique destinée à modifier les taux relatifs ne pourra porter fruit.

Deux facteurs différents, mais non indépendants, semblent être responsables de la tendance de la structure des taux de chômage régionaux à fluctuer comme le niveau moyen du chômage. Cette tendance s'explique en partie par le comportement de la mobilité interrégionale de la main-d'œuvre. Les salaires plus élevés de l'Ontario, de la Colombie-Britannique et de l'Alberta exercent un attrait constant sur les travailleurs des autres régions. Toutefois, la décision de déménager sera fonction, dans une large mesure, de la probabilité de trouver un emploi dans les régions où les revenus sont plus élevés. Quand le chômage est faible en Ontario, en Colombie-Britannique et en Alberta, on observe une accélération des arrivées de travailleurs des autres régions<sup>7</sup>. Cette évolution est caractéristique des mouvements de travailleurs quittant les provinces atlantiques, en particulier pour ceux qui sont âgés de 25 à 44 ans, mais elle s'applique moins dans le cas du Québec, dont la langue et la culture différentes élèvent une barrière ethnique à la migration.

Ce processus fonctionne également de manière inverse, lors des ralentissements de l'activité économique. Quand les emplois deviennent rares dans les régions à revenus élevés, les gens retardent leur décision de quitter les régions où les revenus sont faibles. On observera également un mouvement inverse, certains retournant dans les régions à faibles revenus s'ils perdent leur emploi dans les autres régions<sup>8</sup>. Le chômage mesuré dans les régions à revenus inférieurs inclura les deux catégories de travailleurs, accentuant ainsi l'écart entre les taux de chômage régionaux.

La relation entre la demande globale pour la main-d'œuvre et sa répartition régionale représente le second facteur s'ajoutant à la mobilité. Comme celles des taux de chômage, les fluctuations de la croissance de l'emploi semblent plus

<sup>6</sup> De 1953 à 1966, le taux de chômage au Québec était normalement inférieur de 1,3 point procentuel à celui des provinces atlantiques. À la fin de 1969 et au début de 1970, le taux de chômage du Québec était le plus élevé du Canada. Rabreau en a conclu que l'écart entre les taux de chômage du Québec et du Canada s'est accru de .3 à 1 pour cent au cours de la période 1960-1968 par rapport à 1946-1959. Cf. Yves Rabreau, *Les politiques fiscales fédérales-provinciales : Analyse à court terme et application à l'économie du Québec*, Office de planification et de développement du Québec, Québec, 1971.

<sup>7</sup> «En d'autres termes, la mobilité réagit beaucoup moins aux possibilités d'emploi quand le marché du travail connaît un ralentissement général». J. Vanderkamp, «Migration Flows, Their Determinants and the Effects of Return Migration», *Journal of Political Economy*, septembre-octobre 1971, p. 1025.

<sup>8</sup> Cf. John Vanderkamp, «Interregional Mobility in Canada: a Study of the Time Pattern of Migration», *Canadian Journal of Economics*, août 1968.

Cependant, l'importance du lien entre les variations du taux de chômage global et les fluctuations des taux régionaux de chômage est très variable. Certaines régions, en particulier le Québec, les provinces atlantiques et la Colombie-Britannique sont sujettes à des variations cycliques plus prononcées et sont susceptibles de connaître des fluctuations plus marquées et exagérées de leurs taux de chômage que d'autres régions. Comme l'indique le tableau VII, une variation de un point procen-tuel du taux global s'est accompagnée dans le passé d'une fluctuation supérieure du taux de chômage en Colombie-Britannique, au Québec et dans les provinces atlantiques. Étant donné que ces régions ont des taux de chômage supérieurs à la moyenne, il existe une forte corrélation positive entre le taux de chômage global et la variance des taux régionaux. En elle-même, cette relation ne revêt que peu d'intérêt pour la politique économique car elle ne permet pas d'identifier les éléments d'offre et de demande qui lui donnent naissance.

TABEAU VII

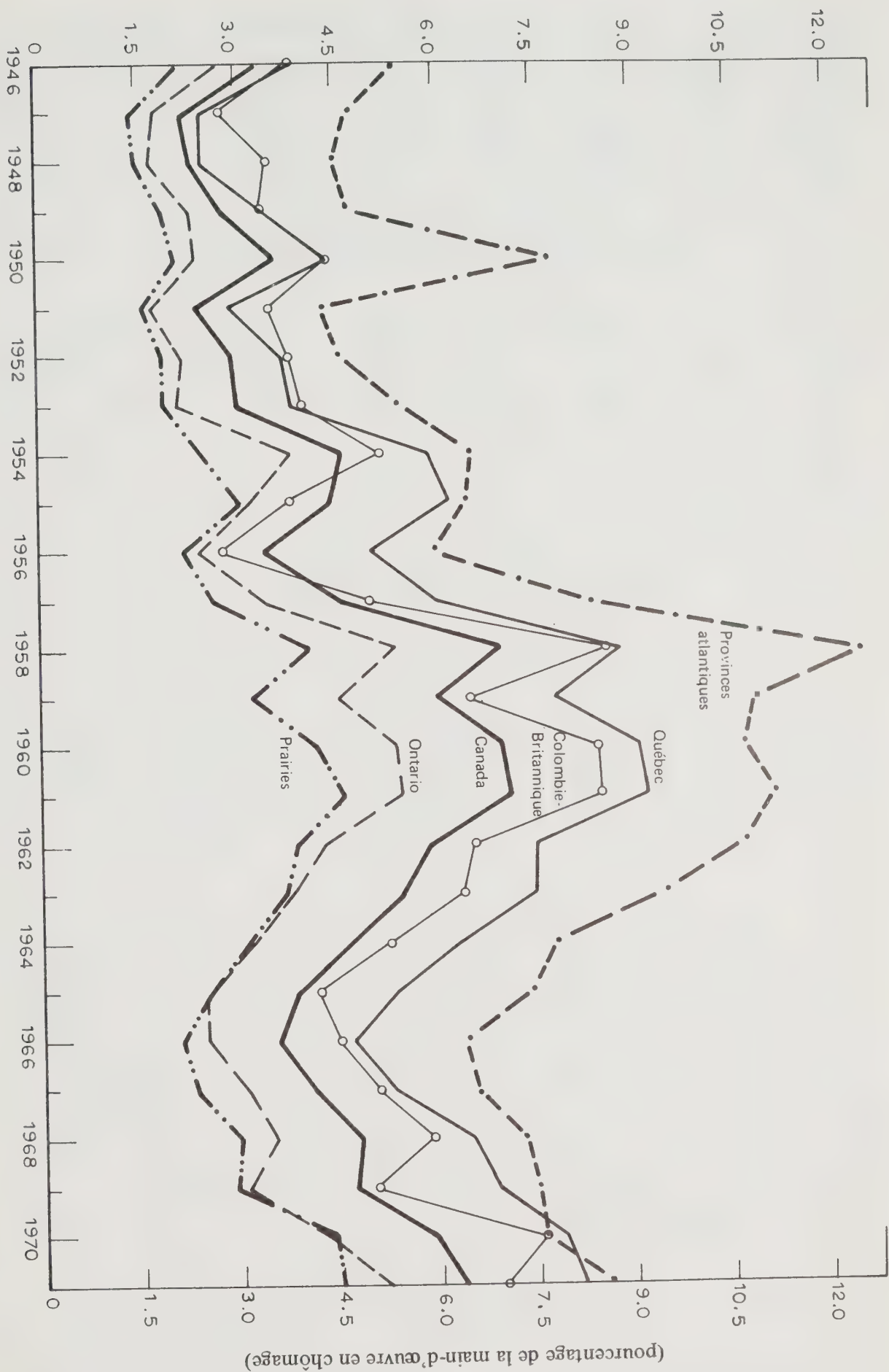
Variations absolues des taux de chômage régionaux  
et du taux de chômage global, 1953-1970

	K	U <sup>NAT</sup>	T	R <sup>2</sup>	D.W.
Terre-Neuve .....	-5.45	3.50	-.009	.74	1.45
Nouvelle-Ecosse .....	(-1.98)	(7.07)	(-.08)	.72	1.14
Nouveau-Brunswick .....	1.98	.98	-.044		
	(2.45)	(6.71)	(-1.26)	.75	1.69
	3.45	1.32	-.116		
	(3.32)	(7.02)	(-2.61)		
Québec .....	.354	1.22	.018	.97	1.56
	(1.24)	(23.61)	(1.44)		
	-2.53	.82	-.019	.97	1.77
	(-1.35)	(24.31)	(-2.34)		
Manitoba .....	.855	.61	-.027	.84	1.67
	(2.43)	(9.60)	(-1.83)		
Saskatchewan .....	-.24	.49	.044	.57	1.33
	(-.39)	(4.47)	(1.69)		
Alberta .....	-.99	.77	.026	.92	1.54
	(-3.13)	(13.42)	(1.91)		
Colombie-Britannique .....	-1.08	1.28	.037	.91	1.60
	(-1.90)	(12.55)	(1.52)		

Remarque: (1) Le coefficient de la variable U<sup>NAT</sup> exprime dans quelle mesure une variation d'un point procen-tuel du taux de chômage global se traduit en une fluctuation du taux de chômage de la région i.  
(2) T est une tendance chronologique. R<sup>2</sup> correspond à la valeur de R<sup>2</sup> après ajustement. D.W. est le paramètre de Durban-Watson. Les paramètres t figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression.

La tendance divergente des taux de chômage régionaux quand le taux global s'élève et leur mouvement convergent lorsque ce taux décline subseqüemment semblent symétriques dans le temps. Hormis le cas du Québec, la configuration des taux de chômage régionaux, dont la structure est restée remarquablement stable au fil du temps, ne suit aucune tendance. On peut constater une détérioration du taux





marquées quant à la performance économique. L'importance de cette perméabilité aux facteurs extérieurs fait l'objet de la section suivante.

TABLEAU V  
Recensement du Canada : taux de chômage

Province	Année du recensement				
	1921	1931	1941	1951	1961
Canada	9.82	18.28	4.79	1.72	3.85
Terre-Neuve	—	—	—	5.78	8.55
Ile-du-Prince-Edouard	5.87	6.72	5.45	1.67	2.62
Nouvelle-Ecosse	13.17	19.33	5.86	3.16	4.27
Nouveau-Brunswick	13.99	19.52	6.95	2.76	5.86
Québec	8.34	16.86	5.08	2.35	4.41
Ontario	9.96	16.38	3.20	1.02	3.33
Manitoba	8.47	21.24	5.77	1.25	2.77
Saskatchewan	4.30	19.72	5.92	.70	1.98
Alberta	9.26	21.32	5.68	.92	2.77
Colombie-Britannique	14.49	25.05	7.64	2.16	5.26
Yukon	—	—	—	—	5.11
Territoires du Nord-Ouest	—	—	—	—	2.17

Source: Recensements décennaux, Statistique Canada, Ottawa.  
Remarque: On ne peut pas comparer directement les taux de chômage enregistrés dans les recensements et ceux obtenus à partir de l'enquête sur la main-d'œuvre. Dans le recensement, on utilise un concept d'emploi fondé sur le caractère lucratif, et les chômeurs sont donc les individus normalement sans emploi durant l'année.

TABLEAU VI

A. Taux de chômage moyens annuels, en pourcentage, pour cinq périodes, par région

Période	Canada	Provinces atlantiques	Québec	Ontario	Provinces des Prairies	Colombie-Britannique
1951-56	3.45	5.58	4.58	2.57	2.20	3.85
1956-61	5.85	9.92	7.65	4.43	3.48	6.65
1961-66	5.12	8.83	6.78	3.63	3.32	5.92
1967-68	4.45	7.05	5.90	3.30	3.65	5.50
1969-71	5.67	7.90	7.67	4.20	3.97	6.53

B. Rapports entre les taux de chômage moyens annuels et la moyenne annuelle la plus élevée, pour cinq périodes, par région

1951-56	59	56	60	58	55	58
1956-61	100	100	100	100	88	100
1961-66	88	89	89	82	84	89
1967-68	76	71	77	74	92	83
1969-71	97	80	100	95	100	98

Source: Enquête sur la main-d'œuvre, Statistique Canada, Ottawa.



TABLEAU IV  
Revenu personnel per capita au Canada,  
par province, 1926, 1951 et 1961

Province	Moyenne pour la province (en dollars)	Moyenne pour la province en pourcentage de la moyenne canadienne
Terre-Neuve .....	568	934
Ile-du-Prince-Édouard ..	241	612
Nouvelle-Écosse .....	285	776
Nouveau-Brunswick ..	273	742
Québec .....	360	928
Ontario .....	486	1,325
Manitoba .....	462	1,135
Saskatchewan .....	435	1,329
Alberta .....	482	1,308
Colombie-Britannique ..	515	1,346
CANADA .....	425	1,130
	\$	\$
		1,564
		1,813
		1,595
		1,222
		1,513
		1,843
		1,383
		1,064
		1,197
		962
		56.7
		54.2
		61.5
		76.5
		68.0
		88.4
		117.8
		96.7
		100.4
		117.3
		114.4
		108.7
		102.4
		117.6
		115.8
		119.1
		115.9
		100.0

Source: J. Podoluk, *Incomes of Canadians*, Bureau fédéral de la statistique, Ottawa, 1968.

Le comportement des taux de chômage régionaux représente un autre aspect important de l'évolution des disparités régionales. Comme on peut le voir dans les tableaux V et VI, et dans le graphique 1, ces disparités se caractérisent à la fois par une tendance à long terme et un schéma d'évolution cyclique. Les données du recensement enregistrées tous les dix ans depuis 1921 indiquent régulièrement que les taux de chômage du Québec, des provinces atlantiques et de la Colombie-Britannique sont supérieurs à ceux des autres parties du pays. Les données de l'enquête sur la main-d'œuvre, qui mesurent le chômage à partir d'une conception très différente de celle des recensements, remontent jusqu'en 1946 et indiquent la même répartition des taux de chômage régionaux. Le problème des disparités régionales de chômage est grave, mais il ne s'agit pas d'un problème récent pour l'économie canadienne.

La variation cyclique de ces taux régionaux indique que les diverses régions du Canada connaissent presque simultanément des fluctuations de leur activité économique globale. La façon dont les taux de chômage régionaux tendent à augmenter ou à diminuer ensemble atteste que les conditions économiques se propagent dans tout le pays. Cette simultanéité, conjuguée avec l'absence de différences régionales dans le comportement des variations de salaires et de prix (voir chapitre 2, pp. 17-19), implique que le contexte dans lequel sont prises les décisions macro-économiques ne correspond jamais à une situation où certaines régions subissent de fortes pressions de la demande tandis que d'autres connaissent un fléchissement généralisé de la demande. S'il en était ainsi, la nécessité de décentraliser les politiques fédérales de demande et d'appliquer des mesures économiques sélectives selon les différents problèmes régionaux serait beaucoup plus évidente. La perméabilité de toute région aux difficultés économiques provenant d'autres régions empêche sans aucun doute des différences

TABLEAU III

Canada: Revenu personnel per capita dans les provinces, par rapport à la moyenne nationale  
1957-1970

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
Terre-Neuve .....	.54	.53	.54	.55	.58	.55	.55	.56	.56	.56	.57	.55	.56	.58
Île-du-Prince-Édouard .....	.53	.54	.60	.58	.58	.61	.59	.61	.60	.60	.62	.63	.63	.63
Nouvelle-Écosse .....	.74	.75	.76	.77	.78	.76	.76	.77	.76	.75	.77	.78	.79	.80
Nouveau-Brunswick .....	.66	.66	.67	.68	.68	.67	.68	.69	.69	.69	.71	.71	.72	.74
Québec .....	.88	.87	.87	.87	.90	.89	.88	.90	.90	.90	.91	.90	.90	.91
Ontario .....	1.19	1.19	1.19	1.18	1.18	1.17	1.17	1.17	1.17	1.16	1.15	1.15	1.16	1.16
Manitoba .....	.94	.99	.99	1.00	.96	1.00	.96	.98	.95	.94	.98	1.00	.98	.97
Saskatchewan .....	.79	.84	.83	.90	.71	.93	.99	.94	.91	.94	.85	.90	.86	.78
Alberta .....	.99	1.04	1.02	1.00	.99	.99	.98	.96	.96	1.00	.98	.99	1.00	1.00
Colombie-Britannique .....	1.21	1.16	1.17	1.15	1.14	1.12	1.12	1.13	1.13	1.11	1.09	1.07	1.07	1.06
Niveau du revenu personnel per capita au Canada .....	1,475	1,516	1,569	1,618	1,613	1,720	1,802	1,898	2,066	2,283	2,461	2,660		
Accroissement procentuel .....		2.8	3.5	3.1	-0.3	6.6	4.8	5.3	8.9	10.5	7.8	8.1		

Source: Bureau fédéral de la statistique, Ottawa, Canada, données inédites. On a calculé les proportions ci-dessus à partir des données du tableau II.



TABEAU II  
Revenu personnel per capita au Canada, par province, 1957-1970 (en dollars courants)

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
Terre-Neuve	797	801	841	895	932	951	998	1,070	1,154	1,274	1,398	1,467	1,617	1,784
Île-du-Prince-Édouard	778	820	941	942	943	1,047	1,056	1,165	1,248	1,367	1,532	1,682	1,827	1,955
Nouvelle-Écosse	1,096	1,130	1,193	1,242	1,250	1,307	1,370	1,452	1,562	1,713	1,904	2,072	2,305	2,482
Nouveau-Brunswick	970	998	1,055	1,104	1,099	1,147	1,217	1,311	1,416	1,571	1,737	1,897	2,088	2,276
Québec	1,300	1,320	1,361	1,411	1,455	1,532	1,588	1,710	1,857	2,045	2,239	2,406	2,632	2,809
Ontario	1,758	1,798	1,862	1,904	1,908	2,007	2,111	2,222	2,409	2,648	2,842	3,065	3,371	3,584
Manitoba	1,384	1,507	1,558	1,613	1,540	1,712	1,727	1,853	1,969	2,153	2,407	2,654	2,843	2,996
Saskatchewan	1,158	1,272	1,302	1,461	1,146	1,604	1,788	1,616	1,879	2,154	2,089	2,386	2,517	2,391
Alberta	1,466	1,580	1,595	1,615	1,607	1,711	1,767	1,821	1,992	2,281	2,419	2,645	2,918	3,074
Colombie-Britannique	1,789	1,756	1,828	1,856	1,843	1,924	2,022	2,145	2,334	2,542	2,693	2,842	3,120	3,293
CANADA	1,475	1,516	1,569	1,618	1,613	1,720	1,802	1,898	2,066	2,283	2,461	2,660	2,915	3,092

Source: Bureau fédéral de la statistique, Ottawa, Canada, données inédites.  
Remarque: Les données pour 1969 et 1970 correspondent à des estimations préliminaires.

ONTARIO											
1949-1952	.....	1,073	1.200	.736	.558	.978	2,673	1.097	41.4		
1953-1956	.....	1,251	1.198	.713	.565	.972	3,199	1.085	40.7		
1957-1960	.....	1,399	1.197	.695	.572	.954	3,695	1.089	40.3		
1961-1964	.....	1,543	1.176	.686	.570	.959	4,113	1.080	40.9		
1965-1967	.....	1,899	1.145	.685	.571	.973	4,997	1.069	40.7		
PRAIRIES											
1949-1952	.....	964	1.077	.700	.540	.980	2,600	1.067	41.4		
1953-1956	.....	1,048	1.004	.682	.523	.976	3,010	1.020	40.2		
1957-1960	.....	1,142	.977	.666	.544	.966	3,262	.962	40.0		
1961-1964	.....	1,302	.993	.660	.558	.962	3,676	.965	39.8		
1965-1967	.....	1,683	1.014	.662	.557	.976	4,687	1.003	39.9		
COLOMBIE-BRITANNIQUE											
1949-1952	.....	1,049	1.173	.735	.519	.960	2,864	1.175	37.8		
1953-1956	.....	1,247	1.194	.713	.515	.962	3,529	1.196	38.1		
1957-1960	.....	1,356	1.161	.696	.522	.930	4,011	1.186	37.7		
1961-1964	.....	1,483	1.130	.689	.531	.935	4,331	1.137	37.9		
1965-1967	.....	1,892	1.140	.693	.549	.954	5,227	1.118	37.8		

\* Pour la dernière période, les données disponibles ne permettaient de calculer qu'une moyenne de trois années.

Source: T. Courchene, *An Analysis of Canadian Regional Economic Characteristics with Special Emphasis on Regional Unemployment Rates*, Rapport de recherche 7015, Université Western Ontario, avril 1970. Le revenu du travail correspond à la somme des revenus du travail comme tel, des indemnités des militaires et des revenus nets des entreprises non constituées en sociétés (y compris les entreprises agricoles). Plus précisément, il s'agit de la différence entre les tableaux 28 et 34 et 35 des comptes de revenus et dépenses des Comptes nationaux de 1967.



TABLEAU I  
Variation régionale des revenus du travail per capita  
Moyennes de 4 années, 1949-1967\*

	Revenu du travail per capita			Revenu du travail par employé				
	en dollars	en pourcen- tage de la moyenne du Canada	Part de la population active dans la population totale	Taux de participation à la main-d'œuvre	Taux de l'emploi	en dollars	en pourcen- tage de la moyenne du Canada	Semaine de travail moyenne dans le secteur manufacturier
CANADA								
1949-1952	895		.703	.539	.969	2,437		41.9
1953-1956	1,044		.686	.536	.962	2,950		41.0
1957-1960	1,169		.674	.544	.940	3,392		46.4
1961-1964	1,312		.671	.544	.943	3,810		40.8
1965-1967	1,659		.673	.549	.961	4,675		40.7
RÉGION DE L'ATLANTIQUE								
1949-1952	560	.620	.665	.493	.938	1,821	.747	43.5
1953-1956	659	.631	.650	.476	.941	2,265	.768	41.5
1957-1960	751	.643	.641	.484	.899	2,694	.794	41.1
1961-1964	863	.658	.645	.487	.907	3,033	.796	40.7
1965-1967	1,140	.687	.652	.484	.932	3,878	.830	40.9
QUÉBEC								
1949-1952	736	.822	.674	.540	.962	2,104	.863	43.5
1953-1956	884	.847	.664	.538	.948	2,607	.884	42.2
1957-1960	998	.854	.658	.539	.921	3,055	.901	41.4
1961-1964	1,139	.868	.663	.529	.925	3,515	.923	41.6
1965-1967	1,538	.926	.675	.572	.949	4,197	.898	41.6

population rurale et urbaine. Lorsqu'on corrige l'influence de ces variables, on voit qu'elles n'expliquent qu'une petite fraction des écarts entre les gains<sup>3</sup>. Certaines régions sont donc défavorisées parce qu'indépendamment de l'industrie ou de l'activité, la productivité d'un ensemble donné de ressources y est moindre que dans d'autres régions. Il est difficile de dire pourquoi il en est ainsi.

On peut contester l'argument selon lequel ces écarts entre les gains traduisent une incapacité permanente de l'économie du Canada de répartir équitablement les possibilités de gains entre les diverses régions. Les données disponibles ont conduit de nombreuses personnes à cette conclusion. On peut aussi interpréter ces écarts de la manière suivante: étant donné leur persistance, ils représentent une situation d'équilibre des revenus du travail et les différences entre ces derniers traduisent les avantages non monétaires qu'il y a à habiter une région plutôt qu'une autre. Dans ces conditions, les disparités de revenus observées indiquent l'encouragement monétaire nécessaire pour inciter les gens des régions à revenus plus faibles à s'établir dans les régions à revenus plus élevés. Si les écarts étaient plus prononcés, plus de gens quitteraient les régions à faibles revenus, notamment lorsque le niveau de l'emploi global est élevé et que les chances de trouver un emploi ailleurs sont bonnes. Si les écarts étaient moindres, les déplacements de population hors des régions à faibles revenus seraient moins importants. Ces réactions tendraient à maintenir les écarts de revenus et à les rendre stables.

Nul ne sait avec certitude dans quelle mesure on peut interpréter de cette manière la répartition des revenus entre les régions, mais on devrait probablement y attacher plus d'importance que ce ne fut le cas dans le passé<sup>4</sup>. Deux autres points méritent qu'on s'y arrête. Cette façon d'expliquer la situation ne conteste pas que des individus résidant dans des régions où les revenus sont faibles *désirent* un revenu supérieur, mais seulement qu'elles sont prêtes à partir pour d'autres régions afin de l'obtenir. En outre, des recherches récentes indiquent que les écarts de revenus mesurés sous-estiment les avantages réels qu'il y a à vivre dans les zones de faible revenu. Cependant, ces ajustements sont loin d'éliminer la totalité de l'écart mesuré<sup>5</sup>.

<sup>3</sup>Ces conclusions se fondent sur une étude de F. Denton, *Analyse des différences interrégionales dans l'utilisation de la main-d'œuvre et le revenu gagné*, Ottawa, Imprimeur de la reine, 1966. (Études préparées par le personnel, Conseil économique du Canada).

<sup>4</sup>Une des faiblesses de cette explication est peut-être que l'écart de revenu entre la première et la dernière province, voire entre la moyenne du pays et la dernière province, est supérieur à ce que les gens devraient raisonnablement être prêts à payer pour rester au même endroit. On peut remarquer cependant que si on mesure l'écart par ménage, la différence est beaucoup plus faible que ne l'indiquaient les observations ci-dessus. Par exemple, en 1966, l'écart interrégional le plus marqué eu égard aux ménages n'est que de 28 pour cent, alors qu'il est de 70 pour cent avec une base per capita. Si c'est le bien-être du ménage qui est en jeu plutôt que celui de l'individu lors du choix du lieu de résidence et de travail, l'argument en faveur des «écarts d'équilibre» devient plus plausible.

Cf. Alan Abouchar, «Regional Welfare and Measured Income Differentials in Canada», *Reviews of Income and Wealth*, décembre 1971, pp. 363-369.

D'un autre côté, cette explication est presque trop satisfaisante en ce sens que les données n'indiquent pas une augmentation ou une réduction temporaire de l'écart de revenu survenant à la suite d'un déplacement de population. Ou bien de tels ajustements se produisent si rapidement qu'on peut difficilement les observer, ou bien cette explication est trop simple.

<sup>5</sup>Cf. Alan Abouchar, *Ibid.* Selon Abouchar, on peut expliquer environ 9 pour cent de l'écart entre les revenus moyens des ménages en Ontario et dans les provinces atlantiques par les erreurs de mesure qui affectent les comptes nationaux. Ces distortions résultent des différences interrégionales de prix, particulièrement du coût du logement, de services urbains, et d'utilisation de produits intermédiaires, comme la «consommation» d'automobiles et revenus de même nature.



et le taux de chômage varient d'une région à l'autre. Au Canada, on obtient le même classement des régions, quel que soit le critère employé. Les tableaux II et III indiquent qu'en 1970 le revenu personnel par tête était inférieur d'environ 28 et 9 pour cent respectivement dans les provinces atlantiques et au Québec, par rapport à la moyenne du pays, supérieur de 16 pour cent en Ontario, inférieur de 6 pour cent dans les provinces des Prairies et supérieur de 6 pour cent environ en Colombie-Britannique. Pour la période 1957-1970, on peut discerner une tendance à la réduction des écarts entre les revenus personnels régionaux. Les revenus supérieurs et inférieurs à la moyenne du pays tendent à converger vers celle-ci<sup>1</sup>.

Le tableau I permet de déceler un schéma d'évolution du comportement des revenus du travail par personne. De 1965 à 1967, par rapport à la moyenne nationale, ces revenus se trouvaient inférieurs d'environ 31 et 8 pour cent dans les provinces atlantiques et au Québec respectivement, tandis qu'ils étaient supérieurs de 1 pour cent dans les provinces des Prairies et de 14 pour cent en Colombie-Britannique et en Ontario. En ce qui concerne le revenu moyen par employé, qui figure également au tableau I, il est inférieur d'environ 10 et 17 pour cent à la moyenne nationale au Québec et dans les provinces atlantiques, et supérieur de 12 et 7 pour cent en Colombie-Britannique et en Ontario. Les provinces des Prairies se maintiennent au niveau de la moyenne nationale. Ces deux dernières séries statistiques sont en général plus proches de la moyenne nationale en 1965-1967 qu'en 1961-1964. Lorsqu'on effectue les comparaisons sur une période plus longue, 1949-1968 ou 1926-1961 (voir tableau IV), on constate une tendance lente mais inexorable à la réduction de ces écarts<sup>2</sup>. Le déclin des revenus agricoles dans les provinces des Prairies a largement contribué à une répartition interrégionale plus uniforme des revenus.

On peut attribuer près de la moitié de l'écart entre le revenu du travail par personne dans les provinces atlantiques et la moyenne nationale aux niveaux plus faibles d'utilisation de la main-d'œuvre (main-d'œuvre moins nombreuse, taux de participation plus faible, nombre inférieur d'heures de travail par semaine et le taux de chômage plus élevé) dans ces provinces. Cependant, si l'on corrige les gains par travailleurs de l'influence des différences régionales dans la composition du secteur industriel et de l'emploi, ces deux facteurs n'expliquent qu'une partie étonnamment faible des écarts entre les gains. Il en va de même si on considère les différences régionales d'âge, de sexe, de niveau d'éducation moyen, d'heures et de semaine de travail et de répartition entre

<sup>1</sup> Soient  $x_i$  le revenu per capita dans la  $i^{\text{ème}}$  province et  $x_c$  la moyenne pour le Canada, on peut mesurer la dispersion à l'aide de la formule  $\sum_{i=1}^I \left( \frac{x_i}{x_c} - 1 \right)^2$ . On a estimé à partir des données du tableau III que la dispersion décroît de .7 à .51, ou 27 pour cent environ, entre 1957 et 1958. De 1969 à 1970, le Québec et les provinces atlantiques ont continué à se rapprocher de la moyenne du pays, mais la Saskatchewan a commencé à s'en éloigner.

<sup>2</sup> Les comparaisons des tendances des revenus moyens per capita dans les provinces ne permettent aucune conclusion quant aux tendances à l'uniformité de la répartition des revenus dans l'ensemble du pays car les revenus moyens dans les provinces ne rendent pas compte de la dispersion des revenus au sein même des provinces. On a de bonnes raisons de croire que ces écarts au sein des provinces sont, dans certains cas, prononcés, mais il est pratiquement impossible de voir s'ils ont tendance à s'accroître. Par exemple, au Québec, on a observé que les revenus per capita étaient environ deux fois plus élevés à Montréal qu'en Gaspésie. Voir Québec, Conseil général de l'industrie, *Vers des objectifs économiques et une stratégie de développement pour le Québec*, Montréal, Québec, avril 1970.

# chapitre deux

## ESQUISSE DES DISPARITÉS INTERRÉGIONALES

### *Introduction*

Nous examinerons dans ce chapitre l'ensemble des caractéristiques qui distinguent les différentes économies régionales. Nous considérerons essentiellement les variables qui sont d'un intérêt primordial pour les responsables des politiques économiques. Elles comprennent les différences régionales de revenu par tête ou par travailleur, les niveaux des salaires et des prix, les investissements et les taux de chômage et de participation à la main-d'œuvre.

Dans la première section, nous chercherons des indications d'une convergence ou d'une divergence dans la performance économique des diverses régions, eu égard aux cycles économiques récents. Nous examinerons dans la deuxième section le peu de données dont on dispose sur les principaux liens économiques entre les régions: les mouvements de population, les flux financiers et le commerce interprovincial. La dernière section contiendra un bref examen des politiques économiques régionales dans les autres pays et une description des mesures récemment adoptées au Canada dans ce domaine.

### *Les différences dans la performance économique des régions*

On utilise fréquemment le revenu par tête ou par travailleur comme critère de distinction entre les régions prospères et les régions défavorisées. Les comparaisons du revenu par tête peuvent fournir des résultats différents de celles des revenus par travailleur car la population en âge de travailler, la participation à la main-d'œuvre





satisfaisante de compromis entre l'inflation et le chômage. Étant donné que ces trois types de mesure sont quelque peu hypothétiques, nous les étudierons de manière plus vague et plus brève, en nous gardant de conclure. Le chapitre se termine par une section traitant des données nécessaires pour déterminer dans quelle mesure ces différentes politiques sont susceptibles d'atteindre les objectifs de stabilisation définis au niveau régional et au niveau du pays. En l'absence de données économiques régionales de meilleure qualité et plus complètes, les responsables des politiques économiques continueront de se heurter aux problèmes de l'évaluation des difficultés économiques régionales, de l'établissement d'objectifs réalistes et réalisables et de l'application de mesures permettant d'atteindre ces objectifs.



inappropriées et des disparités de chômage plus prononcées. Il s'agit de savoir si un large éventail de taux de salaires, déterminés dans une région «dominante» pour différents emplois et différentes industries, se transmet subseqüemment par diverses voies institutionnelles à d'autres régions, d'une manière incompatible avec les conditions de l'offre de main-d'œuvre dans ces régions. Nous examinerons également dans ce chapitre l'idée selon laquelle il peut exister une répartition optimale des taux de chômage régionaux en termes d'une meilleure, ou de la meilleure configuration des variations des taux de salaires et du chômage global.

Dans le chapitre cinq, nous considérerons une autre explication possible des écarts persistants entre les taux de chômage régionaux. Alors que dans le chapitre quatre nous nous serons intéressés à la capacité de politiques régionalisées de demande de promouvoir des taux de chômage régionaux plus semblables, avec un taux de variation des salaires identique ou plus lent, dans le chapitre cinq, nous nous efforcerons de voir dans quelle mesure les politiques de main-d'œuvre peuvent permettre d'aboutir au même résultat. En particulier, nous examinerons jusqu'à quel point les différences régionales quant à l'efficacité du marché du travail — définie en termes de capacité à faire concorder sans heurt l'offre et la demande d'emplois — peuvent expliquer une grande partie, ou la plus grande partie, des écarts entre les taux de chômage régionaux. On aura calculé le rapport entre les emplois vacants et le chômage pour chaque région afin de mesurer l'ampleur des différences d'efficacité des marchés régionaux de main-d'œuvre. Ces recherches fournissent un résultat connexe, à savoir une évaluation de l'importance relative dans chaque région du chômage structurel et du chômage tenant à une insuffisance de la demande. Le calcul d'équations d'ajustement de l'emploi dans le secteur manufacturier des régions de l'est tend à confirmer la moins grande efficacité des marchés du travail des provinces atlantiques par rapport à celui de l'Ontario. Les différences d'efficacité des marchés du travail s'avèrent liées à la diversité régionale du rythme de changement d'emploi et des schémas d'évolution saisonnière de la demande pour la main-d'œuvre. On en conclura que des taux de chômage différents suivant les régions représentent une condition du plein-emploi régional. En même temps, les politiques de transfert de la demande entre les régions peuvent probablement exercer un certain effet, mais celui-ci n'est pas aussi prononcé que certains ont pu le croire.

Dans le chapitre six, nous nous livrerons à une étude approfondie de l'éventail des politiques économiques disponibles que l'on peut considérer comme des solutions partielles ou complètes du problème du chômage régional. Parmi toutes ces mesures figurent les politiques destinées à déplacer l'offre de main-d'œuvre (programmes d'encouragement à la mobilité de la main-d'œuvre et programmes de formation) et les politiques destinées à déplacer la demande pour la main-d'œuvre (politique fiscale régionale et programmes du Ministère de l'Expansion économique régionale). Ces deux catégories constituent l'ensemble des mesures traditionnellement utilisées pour réduire les disparités économiques régionales. Un ensemble de mesures distinct et moins conventionnel consisterait à décentraliser le contrôle de la masse monétaire en établissant des devises régionales, en s'appuyant plus fortement sur un système général de transferts fiscaux interrégionaux et en utilisant des politiques régionales des revenus pour arriver, au niveau du pays, à une solution plus

mécanismes de marché dans l'économie, on serait justifié de recommander la création de nouveaux instruments de politique économique pour tenter de résoudre ce problème. Nous nous efforcerons dans la présente étude d'évaluer l'exactitude de cette description de l'économie au niveau régional.

Nous examinerons l'évolution économique propre aux dix provinces, mais en attachant toutefois une importance particulière à l'explication des différences entre les provinces plus prospères de l'ouest (l'Ontario, les Prairies et la Colombie-Britannique) et les provinces moins favorisées de l'est (le Québec et les provinces atlantiques). On retient généralement cette division géographique pour indiquer la plupart des différences identifiées quant à la performance économique de diverses régions du Canada. Nous ne voulons pas nier par là l'importance de disparités au sein des régions, en particulier celles qui concernent les groupes minoritaires, ou l'importance qu'il y a à reconnaître les régions et les groupes défavorisés. Cependant, ces problèmes sortent du cadre, plus global, de notre étude. Dans les chapitres suivants, nous étudierons de manière plus détaillée et plus complète les thèmes exposés ci-dessus. Nous devons notamment essayer d'expliquer pourquoi la demande globale ne se répartit pas de façon plus uniforme entre les régions et pourquoi de hauts niveaux de demande semblent particulièrement profiter aux régions moins prospères. Un autre problème, à la fois lié et distinct, consiste à se demander à quel moment un écart devient suffisamment inéquitable ou inefficace pour que de nouvelles politiques régionales destinées à le réduire soient nécessaires.

Dans le chapitre deux, nous décrivons les caractéristiques de la diversité économique régionale du Canada et leurs modifications éventuelles au cours des dernières décennies. Ceci constituera le point de départ des chapitres subséquents. Dans le troisième chapitre, nous examinerons brièvement la théorie de l'ajustement économique régional, avec diverses hypothèses de fonctionnement des marchés régionaux. Nous nous efforcerons ainsi de distinguer ce qui différencie une région d'un pays en termes de politiques économiques possibles et de décrire comment des systèmes de marchés régionaux dont le fonctionnement est plus ou moins satisfaisant s'adaptent aux déséquilibres de la demande ou de l'offre qui les affectent. Une énumération des différents mécanismes d'ajustement possibles au niveau régional nous servira de référence aux fins de la comparaison avec l'évolution réelle.

Étant donné qu'on peut généralement attribuer les problèmes économiques régionaux à l'absence de mécanismes satisfaisants d'ajustement des marchés du travail régionaux, nous examinerons dans les chapitres quatre et cinq les données confirmant ou infirmant l'importance des blocages des mécanismes d'ajustement des marchés du travail. Nous essayerons ainsi d'expliquer comment naissent les disparités régionales de chômage. Ces chapitres suggèrent que l'on doit absolument comprendre pourquoi les disparités de chômage persistent pour pouvoir procéder à un choix judicieux des mesures destinées à les réduire. Un diagnostic erroné du problème du chômage pourrait se traduire par des remèdes inappropriés en termes de politiques destinées à faciliter les ajustements régionaux.

Dans le chapitre quatre, nous étudierons le rôle que peuvent jouer les facteurs institutionnels des marchés du travail en déterminant des niveaux de salaires



La relation observée entre le taux de chômage global et la répartition des taux de chômage régionaux tient une large place dans ce dilemme. Ce lien se manifeste comme suit: quand le taux de chômage global diminue, les écarts entre les taux régionaux tendent à diminuer; et, à l'inverse, lorsque le taux global s'élève, les taux régionaux tendent à diverger. Ce schéma d'évolution cyclique crée un lien entre les politiques fédérales de demande et les disparités régionales de chômage; il peut impliquer le transfert d'une plus grande proportion de la demande globale vers les régions à fort chômage quand le niveau de la demande globale est plus élevé. Cependant, le parallélisme marqué entre les variations des prix et des salaires dans les diverses régions représente un autre aspect important de ce schéma d'évolution. Si des taux de variation des salaires et des prix différents selon les régions s'accompagnaient de disparités régionales de chômage, on pourrait plus aisément conclure que les écarts entre les taux de chômage régionaux résultent d'une diffusion inadéquate de la demande au niveau régional. La similitude des fluctuations des salaires et des prix régionaux indiquent que des variations identiques des demandes régionales peuvent se traduire par des taux de chômage différents selon les régions.

On peut aborder ce problème de stabilisation d'une autre façon. Un niveau non inflationniste de la demande dans certaines régions peut aller de pair avec un niveau de demande correspondant à une situation de sous-emploi dans d'autres régions. D'un autre côté, il se peut que pour obtenir des niveaux d'emploi supérieurs dans ces régions, on doive tolérer, au moins à court terme, un niveau excessif de la demande dans d'autres parties du pays. Si le phénomène d'incompatibilité entre l'inflation et le chômage présente une coloration régionale fortement marquée, on ne doit pas s'étonner qu'au niveau du pays les opinions soient divisées quant au caractère relativement indésirable du chômage et de l'inflation.

Si la remarque ci-dessus a tant soit peu de valeur, deux de ses conséquences sur le fonctionnement de l'économie méritent un examen plus approfondi. Premièrement, le système de marché n'entraîne pas une diffusion très uniforme des pressions de la demande globale dans les différentes régions. Une augmentation globale de la demande finale et de la demande pour la main-d'œuvre se manifeste plus vigoureusement dans certaines régions sans qu'aucun effet de propagation ne déplace la demande à un niveau adéquat dans d'autres parties du pays. Des blocages dans les mécanismes de transmission interrégionale des poussées de la demande se traduisent par la coexistence d'un excédent de la demande de main-d'œuvre dans certaines régions et de l'offre de main-d'œuvre dans d'autres. Ces blocages sont eux-mêmes attribuables au fait suivant: la variation des prix relatifs et la mobilité de la main-d'œuvre, c'est à dire les mécanismes normaux d'ajustement du marché, sont incapables de supprimer ces différences régionales de pression de la demande. Deuxièmement, la réduction des disparités régionales de chômage est non seulement un objectif souhaitable, mais également réalisable grâce à des politiques de demande sélectives ou discriminatoires. Ceci suppose que les différences régionales dans la composition par industrie ou par occupation, ou plus généralement dans la composition de l'offre de main-d'œuvre, ne limitent pas les actions sur la demande destinées à réaliser cet objectif. Quoi qu'il en soit, si les écarts persistants entre les taux de chômage régionaux sont vraiment indicatifs d'une insuffisance notable des

# chapitre un

## INTRODUCTION

On ne peut traiter de manière complète des sources et des effets de l'inflation sans tenir compte de la diversité régionale et provinciale du Canada. Dans la présente étude, nous envisagerons l'inflation comme une partie d'un problème plus vaste de stabilisation économique tenant à des différences régionales de comportement économique. On ne peut séparer l'étude des aspects régionaux de l'inflation de celle d'autres facteurs économiques régionaux. Nous avons donc accordé une grande importance à l'évolution des salaires et des prix, mais aussi de l'emploi et du chômage, dans les régions. Notre étude se limite pour la plus grande partie à une analyse des marchés régionaux de main-d'œuvre; cependant, nous avons utilisé des données sur les marchés des produits et les marchés financiers chaque fois que cela était possible et souhaitable. Les aspects les plus troublants et les plus intéressants des disparités régionales tendent à se manifester sur le marché du travail, alors qu'on ne dispose guère de renseignements sur les marchés des produits et les marchés financiers au niveau régional.

Le problème essentiel tient au dilemme auquel font face les responsables des politiques fédérales lorsque la demande exerce apparemment des pressions d'intensité différente sur les ressources des diverses régions. Les écarts entre les taux de chômage régionaux soulève la question de savoir si toute politique fédérale de stabilisation, aussi souhaitable qu'elle puisse paraître quand on considère l'ensemble du pays, est inévitablement inappropriée aux conditions économiques particulières d'au moins une province ou région. Si des taux intolérables d'inflation et de chômage n'affectent pas avec la même intensité les diverses régions, les politiques de demande globale adoptées par le gouvernement fédéral peuvent affecter les régions différemment. Ceci rend beaucoup plus délicat le choix de politiques de stabilisation adéquates.





Chapitre	Tableau		Page
6 (Annexe)	A-1	Exportations et importations des provinces atlantiques, 1960 (en millions de dollars) . . . . .	162
		Ecart hebdomadaire moyen entre le revenu gagné et les prestations d'assurance-chômage, 1960-1967 (en dollars) . . . . .	136
	XLIII	Rapport entre les gains horaires moyens de la province j et de l'Ontario, 1969 . . . . .	135
	XLII	Rapport entre les normes de bien-être de la province j et de l'Ontario, 1970, exprimé en proportion du rapport entre les gains horaires moyens de la province j et de l'Ontario, 1969 . . . . .	133
	XL	Salaires horaires minima, par province, 1961-1970 . . . . .	132
	XL	Rapport entre les gains horaires moyens et les salaires minima, provinces de l'est, 1961-1969 (industries minières, industries manufacturières et construction) . . . . .	130
	XL	Indice de la dispersion régionale, 1953-1969 . . . . .	131
	XL	et de son importance par rapport au chômage total (U <sub>sl</sub> /U), 1953-1969 . . . . .	130
	XXXVIII	Evaluations du chômage saisonnier, par région (U <sub>sl</sub> ), (trimestriel) . . . . .	128
	XXXVII	Ajustement régional de l'emploi, 1953-1968 . . . . .	128



XVI	Hausse de salaires négociées, sociétés multi-provinciales	77
XVII	Dispersion des salaires de différents métiers, par industries, dans les provinces de l'est, 1968-1970	85
XVIII	Évaluation des taux d'emplois vacants et de chômage, par région, 1953-1969	95
XIX	Régressions régionales, emplois vacants — chômage, 1953-1966	96
XX	Moyenne des embauchages et des cessations d'emploi, total d'industries choisies, 1953-1966	104
XXI	Taux régionaux de cessation d'emploi et de chômage, en proportion des taux de l'Ontario, 1953-1966	105
XXII	Durée estimée de chômage, en proportion de celle de l'Ontario (pour cent)	106
XXIII	Durée moyenne du chômage dans les provinces de l'est (en mois)	107
XXIV	Cessations d'emploi, par région — I	109
XXV	Embauchage, par région — I	110
XXVI	Fonctions régionales emplois vacants — chômage	
A.	Valeurs de paramètres	
B.	Equations emplois vacants — chômage	112
Cessations d'emploi, par région — II		112
Embauchage, par région — II		113
XXVIII	Embauchage, par région — II	
XXIX	Fonctions régionales emplois vacants — chômage	
II		
A.	Valeurs des paramètres	
B.	Equations emplois vacants — chômage	114
Embauchage, par région — III		117
XXXI	Fonctions régionales emplois vacants — chômage	
III		
A.	Valeurs des paramètres	
B.	Equations emplois vacants — chômage	118
XXXII	Durée moyenne de chômage et sa répartition interne, par province de l'est	122
XXXIII	Manœuvres en chômage et chômage total par province de l'est (mensuel, 1966-1970)	123
XXXIV	Travailleurs en chômage prolongé et chômage total par province de l'est (mensuel, 1966-1970)	124
XXXV	Elasticité de la participation à la main-d'œuvre, 1952-1968	125
XXXVI	Ajustement régional de l'emploi, 1953-1970 (trimestriel)	127

TABLEAUX

Chapitre	2	I	Variation régionale des revenus du travail per capita. Moyennes de 4 années, 1949-1967	10
		II	Revenu personnel per capita au Canada, par province, 1957-1970 (en dollars courants)	12
		III	Canada: Revenu personnel per capita dans les provinces, par rapport à la moyenne nationale	13
		IV	Revenu personnel per capita au Canada, par province, 1926, 1951 et 1961	14
		V	Recensement du Canada: taux de chômage	15
		VI	A) Taux de chômage moyens annuels, en pourcentage, pour cinq périodes, par région	
			B) Rapports entre les taux de chômage moyens annuels et la moyenne annuelle la plus élevée, pour cinq période, par régions	15
		VII	Variations absolues des taux de chômage régionaux et du taux de chômage global, 1953-1970	17
		VIII	Corrélation entre les indices des prix à la consommation de grandes agglomérations: St John's, Halifax et St John par rapport à Montréal et Toronto, 1953-1969	21
		IX	Taux moyen de variation annuelle des gains horaires moyens. Par secteur et par province, 1953-1970	22
	4	X	Disparités régionales de chômage et courbe de Phillips globale, 1953-1970	56
		XI	Courbes de Phillips régionales, 1953-1970	62
		XII	Transmission des salaires régionaux, 1953-1970 (Industries manufacturières)	67
		XIII	Salaires des provinces atlantiques et du Québec par rapport à ceux de l'Ontario, huit industries au niveau d'un chiffre, 1957-1967	70
		XIV	Salaires des provinces atlantiques et du Québec par rapport à ceux de l'Ontario. Industries manufacturières, au niveau de deux chiffres, 1957-1967	71
		XV	A) Coefficients de variation des salaires dans les industries indiquées au niveau d'un chiffre, par région	
			B) Coefficients de variation des salaires régionaux dans les industries indiquées au niveau d'un chiffre, par industrie	75



Chapitre 5	EFFICACITÉ DES MARCHÉS DU TRAVAIL RÉGIONAUX	91
	Introduction	91
	Emplois vacants et chômage, au niveau régional	93
	Caractéristiques régionales du renouvellement de la main-d'œuvre	103
	Données supplémentaires sur l'efficacité des marchés du travail	120
	Conclusion	137
Chapitre 6	POLITIQUES ÉCONOMIQUES RÉGIONALES	139
	Introduction	139
	Les politiques de main-d'œuvre	140
	Les politiques de modification de la demande	145
	L'inflation et les zones monétaires distinctes	150
	Les transferts fiscaux régionaux	151
	Les politiques régionales des revenus	153
	L'information économique régionale	154
	Annexe du chapitre six: l'inflation et les transferts régionaux	159
	de demande	159
	Bibliographie	163

GRAPHIQUES

Chapitre Graphique	2	Canada: Taux de chômage régionaux, moyennes annuelles, 1946-1971	16
	2	Gains horaires moyens pondérés, par province, 1953-1970	23
	3	Courbes de Phillips régionales et globale	41
	4		52
	5	Transmission régionale des salaires	81
	6	Courbes régionales emplois vacants—chômage, 1953-1969	98
	7	Représentation graphique du tableau XXVI, partie B: équations emplois vacants—chômage	111
	8	Représentation graphique de l'équation (1) du tableau XXIX, partie B: équations emplois vacants—chômage	115
	9	Représentation graphique de l'équation (2) du tableau XXIX, partie B: équations emplois vacants—chômage	116
	10	Représentation graphique de l'équation (1) du tableau XXXI, partie B: équations emplois vacants—chômage	119

# TABLE DES MATIÈRES

Préface . . . . .	iii
Chapitre 1 INTRODUCTION . . . . .	1
Chapitre 2 ESQUISSE DES DISPARITÉS INTERRÉGIONALES . . . . .	7
Introduction . . . . .	7
Les différences dans la performance économique des régions . . . . .	7
Les liens interrégionaux . . . . .	25
Les politiques économiques régionales au Canada et dans d'autres pays . . . . .	28
Chapitre 3 LES MÉCANISMES POSSIBLES D'AJUSTEMENT ÉCONOMIQUE RÉGIONAL . . . . .	35
Introduction . . . . .	35
L'ajustement régional à long terme . . . . .	35
L'ajustement régional à court terme . . . . .	40
Chapitre 4 COURBES DE PHILLIPS RÉGIONALES ET ASPECTS INSTITUTIONNELS DU MARCHÉ DU TRAVAIL . . . . .	55
Introduction . . . . .	55
Déséquilibres régionaux et courbes de Phillips régionales . . . . .	56
Le comportement non-concurrentiel des salaires . . . . .	65
1) Les régions «dominantes» en matière de salaires . . . . .	65
2) Les structures de salaires . . . . .	66
Autre conception de la transmission intra-régionale des salaires . . . . .	76





## PRÉFACE

Cette étude traite de la transmission des variations de la demande entre les différentes régions du Canada. Nous nous efforcerons de savoir si celles-ci souffrent à un même degré de l'inflation et du chômage. En particulier, nous remettrons en question l'opinion selon laquelle les disparités régionales de chômage reflètent nécessairement des différences de demande sur les marchés régionaux de main-d'œuvre. L'offre joue également un rôle à cet égard.

Lors de la préparation de cette étude, l'auteur appartenait au service de la recherche de la Commission des prix et des revenus. Au cours de cette période, de 1970 à la mi-1972, John C. Cragg, H. Young et d'autres membres du service de la recherche nous ont généreusement prodigué leur appui et leurs conseils. Nous sommes particulièrement reconnaissants envers Stanley Engerman, de l'Université de Rochester, dont la contribution à cette étude ne s'est pas bornée à la recherche et à la rédaction de la section 3 (2) du chapitre 4, mais également à la critique constructive des premières ébauches de notre étude. L'excellent travail de recherche accompli par Al Cheney et Larry Weatherly a permis la réalisation de ce projet. L'auteur revendique la responsabilité de toute erreur contenue dans la présente étude.



© Droits de la Couronne réservés  
En vente chez Information Canada à Ottawa,  
et dans les librairies d'Information Canada :

HALIFAX  
1687, rue Barrington

MONTREAL  
640 ouest, rue Ste-Catherine

OTTAWA  
171, rue Slater

TORONTO  
221, rue Yonge

WINNIPEG  
393, avenue Portage

VANCOUVER  
800, rue Granville

ou chez votre libraire.

Prix \$4.75      N° de catalogue RG33-13-1973

Prix sujet à changement sans avis préalable

Information Canada  
Ottawa, 1973

# Les aspects régionaux des problèmes de l'inflation et du chômage



Préparé pour la  
Commission des prix et des revenus  
par  
W. R. THIRSK

*«Le présent document fait partie d'une série d'études préparées pour la Commission des prix et des revenus. Les analyses et les conclusions que contiennent ces études sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions de la Commission».*





**Aspects régionaux  
de l'inflation et  
du chômage**

Wayne Thirsk

**COMMISSION  
DES PRIX  
ET DES  
REVENUS**

